creative commons
COMMONS DEED

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:

저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.

변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 이용허락규약(Legal Code)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

Disclaimer

dCollection

정책학석사 학위논문

반부패 정책 효과성 인식과 관행수용도의 관계에 관한 연구

2021년 8월

서울대학교 행정대학원

행정학과 정책학전공

김 주 란

반부패 정책 효과성 인식과 관행수용도의 관계에 관한 연구

지도교수 고 길 곤

이 논문을 정책학석사 학위논문으로 제출함
2021년 3월

서울대학교 대학원
행정학과 정책학전공
김 주 란

김주란의 석사 학위논문을 인준함
2021년 6월

위 원 장 금 현 섭

부위원장 김 봉 환

위 원 고 길 곤

국문초록

시민이 부패와 연관된 관행을 어떻게 인식하고 있는지에 대한 연구 질문의 중요성은 점점 부각되고 있다(고길곤·조수연, 2012). 부패의 잠재적 공급자인 시민은 특정 행위에 대해 부패로 인식하거나 부패로 인식하지 않을 수 있다. 많은 선행연구에서 관행이 부패의 주요 원인임을 지적하고 있으나, 관행수용도에 영향을 미치는 요인에 관한 연구가 주를 이루어왔으며 인구통계학적인 요인들을 위주로 살펴보고 있었다. 관행수용도에 미치는 다른 요인들에 대해 살펴볼 필요가 있음에도 이에 관한 실증연구를 찾는 것은 쉽지 않다.

특히 올해로 시행 5년 차에 접어들고 있는 청탁금지법을 중심으로 하여 시민들이 반부패 정책 도입에 따른 효과성을 어떻게 인식하고 있는지 실증적인 분석이 필요한 시점이다. 관행 근절을 목표로 한 정책인 만큼 시민들의 관행수용도가 낮아지고 있는지, 관행이 부패의 주된 원인으로 주목된 만큼 정책적 함의에 대해 살펴볼 필요성이 대두되고 있다.

본 연구는 한국행정연구원의 2019년 및 2020년「정부부문 부패실태에 관한 설문조사」를 활용하여 반부패 정책 효과성 인식이 시민의 관행수용도에 미치는 영향력을 분석하였다. 본 연구 모형의 독립변수는 반부패 정책 효과성 인식이며, 종속변수는 관행수용도, 조절변수는 정부신뢰이다. 다중회귀분석을 통해 분석한 결과, 반부패 정책 효과성 인식은 관행수용도에 통계적으로 유의미한 부(-)의 영향을 미치고 있었으며, 조절변수인 정부신뢰는 반부패 정책 효과성 인식이 관행수용도에 미치는 영양에 대하여 통계적으로 유의미하게 조절하였다. 정부신뢰가 높은 사람일수록 반부

패 정책 효과성 인식이 관행수용도에 미치는 영향력이 부(-)의 방향에서 더 커졌다. 한편, 반부패 정책 효과성 인식의 기준으로 살펴보았을 때, 일정 구간 이하에서는 정부신뢰가 높은 사람들이 정부 신뢰가 낮은 사람들보다 관행수용도가 높은 경향을 보여준 반면, 일정 구간 이상에서는 반대로 정부신뢰가 낮은 사람들의 관행수용도가 정부신뢰가 높은 사람들의 관행수용도보다 더 높았다.

본 연구는 Heidenheimer(1989)의 이론처럼 부패에 대한 인식이 사람마다 다를 수 있고, 부패를 문화적 의미에서 고찰함으로써 시민의 반부패 정책에 대한 효과성 인식이 관행수용도에 미치는 영향을 살펴보았으며 이때 정부신뢰가 둘 간의 관계를 조절하는 주요 요인임을 밝혔다는 점에서 의의가 있다. 또한, 향후 반부패 정책 도입에 있어, 시민들이 정책의 효과성에 대해 인지하도록 정책 설계의 방향성을 설정하는 것이 중요할 뿐 아니라, 관행에 대한 인식을 개선하는 데 정부신뢰와의 관계에 대해 고민해야 한다는 것을 보여주고 있다. 다만, 본 연구에서는 관행수용도의 변화가 부패행위나 부패의향으로 까지 연결되는 경로는 확인할 수 없었기 때문에 후속 연구 진행 시 이를 고려한다면 더욱 의미 있는 시사점을 제시할 수 있을 것이다.

주요어 : 반부패 정책 효과성 인식, 관행수용도, 정부신뢰, 조절효과
학 번 : 2019-28455

목 차

제 1 장 서론 ····· 1

제 1 절 연구의 배경 및 목적 ····· 1

제 2 절 연구의 대상 및 방법 ····· 5

1. 연구대상 및 범위 ····· 5

2. 연구방법 ····· 7

제 2 장 이론적 배경 및 선행연구 검토 ····· 8

제 1 절 부패와 관행의 개념적 정의 ····· 8

1. 부패의 개념 정의 및 변화 ····· 13

2. 관행의 개념 ····· 15

제 2 절 관행수용도에 대한 이론적 검토 ····· 12

제 3 절 반부패 정책 효과성 인식과 관행수용도와의 관계 ·· 18

제 4 절 정부부문 신뢰에 대한 논의 ····· 18

제 3 장 연구방법 ····· 21

제 1 절 연구의 분석틀 ····· 21

1. 연구문제 및 연구모형 ····· 13

2. 분석자료 및 분석방법 ····· 15

제 2 절 변수의 측정 ····· 24

1. 종속변수 ····· 24

2. 독립변수 ····· 26

3. 조절변수 ····· 27

4. 통제변수 ····· 27

제 4 장 분석결과 ····· 30
제 1 절 주요 변수의 특성 ····· 30
1. 종속변수의 특성 ····· 31
2. 독립변수의 특성 ····· 35
3. 통제변수의 특성 ····· 38
제 2 절 상관관계분석 ····· 42
제 3 절 다중회귀분석 ····· 44
1. 다중공선성 진단 ····· 45
2. 회귀모형의 적합도 판단 ····· 47
3. 다중회귀분석 결과 ····· 48
제 4 절 종합적 해석 ····· 50
1. 조절효과 해석 ····· 50
2. 가설검정 결과 및 종합적 해석 ····· 54

제 5 장 결론 ····· 56
제 1 절 분석결과 요약 ····· 56
제 2 절 연구의 시사점 및 한계 ····· 57
1. 연구의 의의와 정책적 시사점 ····· 57
2. 연구의 한계 ····· 59

참고문헌 ····· 61
Abstract ····· 66

표 목 차

[표 1] 연구가설 요약 ····· 22
[표 2] 종속변수(관행수용도) 측정 문항의 연도별 변화 ·· 24
[표 3] 소득수준 하위 3개 구간에 대한 빈도 및 비율 ····· 29
[표 4] 사업체 소재지에 대한 재분류 기준 ····· 30
[표 5] 회귀모형 설정 ····· 31
[표 6] 연도별 부정부패 유형에 대한 항목별 분포 ····· 32
[표 7] 관행 유형에 따른 기초통계량 ····· 34
[표 8] 종속변수의 기초통계량 ····· 34
[표 9] 종속변수(관행수용도)의 신뢰도 분석결과 ····· 36
[표 10] 독립변수의 기초통계량 ····· 37
[표 11] 독립변수(반부패 정책 효과성 인식)의 신뢰도 분석결과 38
[표 12] 통제변수의 범주 재분류 ····· 40
[표 13] 통제변수의 인구통계학적 특성 ····· 41
[표 14] 변수별 기초통계량 요약 ····· 42
[표 15] 상관관계분석 결과(피어슨 상관계수) ····· 44
[표 16] 다중공선성 진단 결과 ····· 46
[표 17] 다중회귀분석 결과 ····· 49
[표 18] 독립변수 회귀계수의 유의미성 검정 결과(Z=0) ···· 52
[표 19] 독립변수 회귀계수의 유의미성 검정 결과(Z=1) ···· 53
[표 20] 가설검정 결과 ····· 55

그 림 목 차

[그림 1] 부패태도에 따른 유형별 분포 및 도덕적 유연성의 범위 …· 15
[그림 2] 연구모형(개념적 준거틀) ····· 22
[그림 3] 종속변수(관행수용도)의 연도별 분포 ····· 35
[그림 4] 독립변수(반부패 정책 효과성 인식)의 연도별 분포 …… 38
[그림 5] 조절효과의 한계효과 ····· 52
[그림 6] 정부신뢰 크기에 따른 조절효과 비교 ····· 54

제 1 장 서 론

제 1 절 연구의 배경 및 목적

오늘날 전 세계 수많은 국가에서는 부패 퇴치의 시급함뿐만 아니라 부패를 효과적으로 근절하는 방법에 대한 문제에 직면해 있다. 부패는 경제 성장을 저해하고 모든 사회의 사회적 불평등을 증가시키기 때문에 부패를 통제하는 것은 사회 발전과 안정의 필수 요소(*sine qua non*)이며, 일반적으로 사회 발전에 가장 심각한 장애물 중 하나로 여겨진다. (Doig & Theobald, 1999) 2018년 UN 발표에 따르면 부패로 지급된 뇌물과 이에 따른 재정적 손실 금액이 약 3조 6천 달러에 달하며 이는 2019년 한국의 연간 GDP(1.67조 달러)의 약 2배를 훨씬 웃도는 규모이다. 2015년 UN의 지속가능발전목표(Sustainable Development Goals, SDGs)의 발족과 함께 의제의 하나로 각국의 정상들은 부패 척결을 위한 새로운 움직임을 요구했다. 이러한 국제사회의 반부패 의지에 발맞춰 시민사회도 적극적으로 동참하고 정부를 일깨울 필요가 있다.

하지만, 최근 청렴도 평가에서 높은 점수를 받은 국가에서는 회색부패 문제와 관련된 스캔들이 다수 발생하였고, 높은 점수를 받은 일부 국가에서는 투명성 국제 부패 인식 지수에 대한 정부에 대한 국민의 신뢰가 낮아졌다. 예를 들어, 2012년부터 2019년까지, 호주의 경우 85에서 77로, 캐나다는 84에서 77로 점수가 크게 떨어졌으며 미국, 뉴질랜드, 덴마크, 스웨덴에서도 하락세가 뚜렷했다.

한국 정부는 정부 수립 이후 모든 정부에서 반부패 정책을 최우선 과제로 삼으며 우리 사회의 부패 근절을 위해 끊임없이 노력해왔다. 2020년도 국가 청렴도(CPI) 조사에서 한국은 100점 만점에 61점을 받으며 1995년도 이후 역대 최고 점수를 기록하였으며, 국민권익위원회에서 발표한 '2020년 부패인식도 조사 결과'에 따르면 2016년 9월 시행된 청탁금지법 이후 업무 경험이 있는 국민이 경험한 금품·향응·편의 부패경험률

은 지속해서 감소하여 2020년에는 0.4%에 불과하다 밝혔다. 관행 근절을 위해 도입한 청탁금지법이 시민들에게 효과적이라고 인식되고 있는 것으로 볼 수 있다. 정말 우리 사회에서 관행은 근절되었을까?

한국행정연구원 정부부문 부패실태에 관한 연구(2020)에 따르면 여전히 과반이 넘는 54.6%의 시민들은 정부가 공직부패 예방 및 해소를 위해 추진하는 정책에 대해 효과가 없다고 응답하며 반부패 정책의 효과성에 대해 부정적으로 인식하는 것을 알 수 있다. 관료 및 정치 부패와 같은 부패 연구의 주류 분야는 1990년대 이전부터 새로운 자극의 혜택을 받아 계속 발전해 왔지만, 부패 계획의 핵심 행위자인 시민은 학문적인 '뒷골목'에 머물러 왔다. 일부 연구는 부패에 대한 시민들의 인식과 그들의 태도와 관련한 분석들도 있으나, 여전히 부패의 재생산에 있어 시민의 역할에 관한 연구는 부족하다. 그뿐만 아니라, 부패의 핵심 원인으로 관행을 제시하는 연구 결과들이 지속적으로 제기되고 있음에도 불구하고 (고길곤·조수연, 2012) 이에 대한 논의 역시 부족한 실정이다. 한국적 맥락에서 회색부패는 관행에 유사한 개념 중 하나이다. 횡령이나 뇌물죄처럼 명백하게 불법적인 중대(grand) 부패 유형에 반대되는 개념으로서 종종 소규모(minor) 사건 또는 법적으로 불확실한 특성이 있는 이러한 회색부패(gray corruption)는 좀 더 포괄적인 개념으로 다루어진다(Barret and Zirker, 2015).

관행수용도에 영향을 미치는 요인들에 대한 기존 연구들은 주로 인구통계학적 요인들에 초점을 두어 분석을 하는 연구(고길곤·조수연, 2012) 외에 직접적으로 관행수용도에 대한 연구는 찾아보기 어려웠다. 반부패 정책 자체로서의 관행수용도에 미치는 영향이나 반부패 정책에 대한 시민들의 효과성 인식이 관행수용도에 어떠한 영향을 미치는지 분석한 실증 연구 역시 미비하였다. 기존의 부패 연구들이 주로 부패인식과 부패경험간 관계에 초점을 두었다면, 본 연구는 새로운 반부패 정책이 시행되었을 때, 시민들이 정책에 대해 느끼는 효과성의 정도에 따라 사람들의 인식에 어떠한 영향을 미치는가에서 시작한다. 본 연구가 관행에 대한 시민의 수용도에 대해 연구하고자 하는 것은 부패인식과의 관련성에

관한 연구에서 시민들의 관행에 대한 인식은 직접적으로 탐구되지 못한 요인이기 때문이다.

이러한 배경하에서 본 연구에서는 부패에 대한 다양한 접근법 중에서 부패를 문화적으로 접근하는 것에 초점을 두어 분석을 수행하였다. 문화를 집단 내부 구성원들이 공유하고 있는 가치관이나 생각이라고 정의했을 때, 반부패 정책 자체의 효과가 아니라, 반부패 정책이 효과적이라 인식하는 사람들이 있을수록 주변 사람들에 의해 영향을 받고 또 그러한 영향을 받아서 개인의 인식이 변화될 수 있음을 시사한다. 유사한 사고방식을 가진 사람들끼리 모이게 되면, 서로 간의 유사한 생각을 확인함으로써 시너지 효과가 발생하게 되는데(김진현, 2001), 이는 일종의 동조현상으로 볼 수 있다. 반부패 정책 자체의 효과가 아니라, 시민들이 반부패 정책에 대한 효과성 인식을 분석하고자 함은 바로 여기에 있다. 반부패 정책이 효과적이라고 인식하는 사람들이 주위에 있다면, 한 개인은 주변 사람들에 의해 영향을 받을 수 밖에 없고, 또 이러한 동조효과로 인해 개인의 인식에 변화가 발생할 수도 있는 것이다.

우리나라 반부패 관련 정책이나 법제를 살펴보면 크게 「공직자윤리법」, 「부패방지 및 국민권익위원회의 설치와 운영에 관한 법률」, 「부정청탁 및 금품등 수수의 금지에 관한 법률」(이하 청탁금지법),「공익신고자 보호법」 등으로 대별해 볼 수 있다. 그간 반부패 관련 법제는 공직자윤리법이나 부패방지권익위법 등 공직자 스스로의 자정작용이나 국민권익위원회를 통해 행해지는 정부부처의 정책독점 등에 의존한 수동적 형태의 정책들이 주를 이루어왔다. 또한, 본 연구에서 주목하고자 하는 청탁금지법에 관한 기존의 연구들은 주로 정책 도입의 필요성(이종수, 2011)이나 부패방지 제도를 고찰하고 그 한계를 지적하며(김형성, 2012; 이기수 2013; 김선일, 2013), 제도 자체에 초점을 두는 연구들이 주를 이루었다고 볼 수 있다. 청탁금지법이 2015년에 처음 제정되었고 이듬해인 2016년부터 시행되어 2017년 개정을 거쳐 현재의 제도로서 정착되어 시행되고 있음에도 불구하고 여전히 정책의 효과성에 대한 연구라든가 시민들이 해당 정책에 대하여 어떻게 인식하는가에 대한 연구는 찾아보기

어려웠다. 일반 시민이 일상적으로 저지르는 부패의 원인을 특정 개인의 윤리의식에서만 찾게 된다면 부패의 사회심리학적 측면, 즉 부패행위가 다른 사회구성원들의 부패 행위에 영향을 받는다는 사실을 설명하지 못하게 된다. 또한 시민의 부패행위가 만연한 것을 반부패 정책이나 제도가 제대로 갖추어지지 못한 결과라고 보는 관점은 그간 수많은 제도 개선이 있었음에도 불구하고 부정부패가 지속되고 있는 현실을 설명하지 못하는 한계가 있다.

반부패 정책 효과성 인식과 더불어 본 연구에서는 '정부신뢰'에도 초점을 맞추어 살펴보고자 한다. 지금까지 많은 부패연구에서 지적된 바와 같이 정부신뢰는 정부신뢰가 높은 집단일수록 정부 정책에 우호적인 성향을 보일 수 있으며, 이러한 우호적인 태도는 비단 반부패 정책 뿐 아니라 정부가 시행하는 전반적인 정책에 우호적일 것이라는 것을 예측할 수 있다. 결과적으로, 시민들이 반부패 정책을 효과적이라고 인식한다면 그러한 인식은 부패에 대한 시민의 인식에 영향을 미칠 수 있으며, 궁극적으로 관행에 대한 수용도를 낮춰 궁극적으로 시민들의 삶에 태도에 변화를 가져올 것이다.

부패유발자가 시민인 경우가 사회심리학적인 이유로 인하여 더욱 문제가 될 수 있다. 사회에서 부패를 용인하는 인식이 만연하는 경우 시민은 관행화 된 부패 행위에 대해 더욱 관대해지고, 이러한 행위가 동시대 사람들에게 관행으로 받아들여져 생활양식 일부로서 일상화되어버릴 가능성이 크기 때문이다(손승영, 1998). 이렇게 관행화된 부패는 공직자나 정치인들에 의해 저질러지는 소수의 대형비리 (grand corruption)보다 훨씬 빈번하게 발생하게 된다. 따라서 총비용 관점에서 보면 시민이 저지르는 관행화된 다수의 사소한 부패 (petty corruption)가 훨씬 큰 사회적 비용을 초래할수 있다. 시민 들에 의해 저질러지는 관행화된 부패는 대형비리의 간접적인 원인이 되기도 한다. 깨진 유리창(broken windows) 이론처럼 (Kelling and Wilson, 1982) 시민이 저지르는 사소한 부패들은 대형비리를 저지르게 하는 원인이 될 수 있으며 관행화된 부패에 관대한 시민은 대형비리에 대해서도 관대할 수 있기 때문이다. 그뿐만 아니라

관행화된 부패에 관대한 시민은 그 자신이 대형부패를 저지를 의향도 클 가능성 이 있다. 본 연구는 이러한 선행연구를 바탕으로 시민들이 반부패 정책 효과성을 인식하는 정도가 관행수용도에 어떠한 영향을 미치는지 실증적으로 분석 해보고자 한다. 또한, 부패 연구에 있어 정부부문에 대한 신뢰 역시 중요한 요인이다. 정부신뢰가 반부패 정책 효과성 인식이 관행수용도에 미치는 영향을 조절할 것인지 함께 분석하고자 한다.

제 2 절 연구의 대상 및 방법

1. 연구대상 및 범위

본 연구의 내용적 범위는 설문조사를 통해 수집된 자료를 활용하여 관행수용도와 반부패 정책 효과성 인식 간의 관계를 탐색하여 분석하는 것이다. 부패의 수요자인 공직자, 부패의 공급자인 기업인 그리고 일반국민, 전문가, 외국인 등을 대상으로 이루어져 부패인식지수 자료라고 평가할 수 있는 대표적인 자료가 국민권익위원회의 「부패인식도 조사」자료이다. 국민권익위원회의 자료는 불합리한 법·제도·규제, 부패유발적인 사회문화, 고비용의 정치구조, 개인의 윤리의식 부족 등으로 구분하여 부패의 원인을 측정하고 있다. 다만 금품·향응·접대의 영향력, 부패의 원인으로서 떡값, 촌지 등 관행을 따로 측정하고 있지 않아서 시민에 관행수용도를 중심으로 반부패 정책 효과성 인식에 미치는 영향을 알아보고자 하는 본 연구에 적합하지 못하다.

또한, 선행연구에서 활용한 범죄율이나 기업의 접대비 지출과 같은 자료는 분석단위가 국가 혹은 사회, 집단으로 이루어져 있으므로 분석단위를 개인으로 하는 본 연구에 적합하지 못하다. 따라서 기업가와 자영업자만을 대상으로 측정한 한계가 있기는 하지만, 부패경험의 편익과 비용에 대한 인식, 부패의 원인으로서 관행에 대한 인식, 부패의 원인으로서 불합리한 규제에 대한 인식, 정부에 대한 신뢰 등을 측정하고 있는 한국

행정연구원의 「정부부문 부패실태에 관한 설문조사」 자료를 활용하고자 한다. 이 자료는 2001년부터 지금까지 매년 실시[1]해오고 있는 조사로서, 이 자료는 직접적인 이해당사자인 공직자나 전 국민을 대상으로 하는 부패실태조사와 달리, 직무수행상 직·간접적으로 공직자들과 접촉할 가능성이 높은 기업활동 종사자들을 대상으로 하고 있어 공공·정부부문의 부패실태 규모를 파악하기에 적합하다. 「정부부문 부패실태에 관한 설문조사」의 표집틀(sampling frame)은 통계청의 「전국 사업체 조사」이다. 그 중 본 연구에서는 2019년과 2020년에 각각 조사된 자료를 사용하고자 한다. 2020년 조사의 경우 2018년에 발간된 「전국 사업체 조사」 자료를 활용하여 표집틀을 구성하고 있다. 조사대상은 일반기업체와 자영업자로 나뉘는데, 일반기업체의 경우 제조업, 건설업, 숙박 및 음식점업, 보건 및 사회복지사업, 기타 서비스업, 도·소매업에 종사하는 사람들을 대상으로 하고 있다. 자영업자의 경우 도·소매업, 숙박 및 음식점업, 기타 공공·수리 및 개인서비스업에 종사하는 사람들을 대상으로 한다. 조사지역은 전국 17개 광역시도를 대상으로 하고 있고, 표본 크기는 매년 1000명(5인 이상 사업체인 일반 기업체 600명, 5인 미만 사업체인 자영업자 400명)이다. 표본추출방법은 기업체의 경우 지역·업종·종사자수 비례층화계통추출의 방법을 사용하고 있고, 자영 업자의 경우에는 지역·업종·종사자수 비례무작위추출방법을 사용하고 있다. 2020년 조사는 7월 30일에서 9월 10일 사이에 이루어졌다. 2019년 조사 역시, 2020년과 유사한 유사하게「전국 사업체 조사」자료를 활용하여 표집되었다.

2. 연구방법

공공부문 부패에 대한 인식과 시민들의 관행수용도가 시민들이 지닌 제도신뢰에 어떠한 영향을 미치는지 분석하기 위해 이론적 논의와 함께 2차 자료를 활용하여 분석을 시행한다. 이론적 논의는 공직부패와 관련한 국내외의 기존 연구문헌을 통하여 부패의 개념정의와 접근방법에 대

1) 2002년~2003년은 조사 미시행으로 자료가 존재하지 않음.

하여 논의하기로 한다. 또한, 부패의 원인에 대한 접근방법과 부패행위에 대한 이론적 근거를 검토하고 한국 사회 부패의 특징을 고려한 상황적합적 연구모형을 설계하여, 청탁금지법 정책 효과성 인식과 관행수용도 간 관계를 실증적으로 분석한다. 한국행정연구원의 「정부부문 부패실태에 관한 설문조사」 데이터를 활용한다. 본 연구에서는 선행연구에서 밝힌 인과관계에 대해 의문을 제기하고 이를 바탕으로 엄밀한 연구모형을 설계하여, 2차 자료를 코딩 후 기술적 통계기법 및 SAS 프로그램을 이용한 회귀분석을 사용하기로 한다.

제 2 장 이론적 배경 및 선행연구 검토

제 1 절 부패와 관행의 개념적 정의

부패는 사회병리 현상으로서, 어느 사회에서든 무관하게 지속해서 존재해 온 역사적이고 고질적인 문제임에도 불구하고 일반적인 정의가 부재(不在)하다는 점은 부패의 가장 큰 특징이라 할 수 있다(김준석 외, 2011). 그리고 이러한 정의의 부재는 곧 부패 연구의 어려움으로 연결된다. '부패란 무엇인가'라는 질문에 대한 하나의 공통된 답을 찾을 수 없을 뿐만 아니라 부패를 변수화하고 측정하는 것이 모호하기 때문이다. 부패개념 정립을 위해 많은 연구자가 다양한 접근법을 시도해왔으며, 부패의 개념은 오랜 시간에 걸쳐 변화해왔다. 이하에서는 부패개념의 변천을 살펴보고,, 부패를 연구함에 있어 왜 관행에 주목해야 하는지 그 중요성에 대해 지적하고자 한다.

1. 부패의 개념정의 및 변화

부패의 역사가 오래된 만큼 역사적 사회적 맥락에 따라 다양한 의미들이 부가되면서 부패개념이나 사람들이 부패에 대한 인식이 다양하게 나타나고 있다(Peters & Welch, 1978). 모호한 부패 정의의 요소들 속에서 부패들은 오래전부터 존재해 왔으며, 현재에 이르기까지 무엇이 부패인지에 대한 정의에 관하여 여전히 학자들 사이에 합의가 이루어지지 못한 실정이다(Nye, 1967; Heidenheimer, 1970; Peters & Welch, 1978). 이러한 일치된 부패 정의의 부재의 근본적인 원인은 바로 부패정의를 구성하는 요소들이 가지는 애매모호함에 있다. 대부분의 선행연구들에서는 부패의 정의 문제와 관련하여 다양한 관점들이 존재하며 각각의 정의들은 장점과 단점이 존재함을 밝힌 다음, 자신이 다루고자 하는 부패 현상

에 초점을 맞추어 부패를 정의하고 논지를 전개하는 경우가 많았다(은종환, 2016에서 재인용). 어떠한 행위가 부패인지, 또 무엇이 부패로 간주되지 않는지에 대한 정의와 유형이 시대적으로 연구마다 상이하였기 때문에, 부패에 대한 개념 정립이 선행해야만 왜 그러한 부패가 발생하는지, 그래서 무엇이 부패가 아닌 것인지, 또 어떠한 요인들이 부패의 발생과 영향을 주고 받는지를 파악할 수 있다.

다양한 학자들이 부패 개념 정립에 대한 시도를 해왔는데, 그 중 Heidenheimer(1989)에 따르면 부패는 공직중심 정의, 시장중심 정의, 공익중심 정의, 여론중심 정의, 법적 관점 등의 크게 5가지 범주로 나뉘어 논의되고 있다고 볼 수 있다. 공직중심 정의(public office centered definition)의 경우, Bayley(1966)는 부패를 뇌물수수 행위 등의 부당한 행위를 통하여 공직자가 자신의 의무를 위반한 경우를 말하는 것으로 정의하고 있다. Nye (1967)는 공식적 임무에서 벗어나 규율 위반 및 개인적인 영향력 행사를 통해 개인의 신분상 또는 금전적 이익을 획득했을 경우를 부패행위라 보았다.

또한, 부패를 객관적 현상과 사회적 문화의 산물로 보는 두 입장의 차이도 존재한다. 첫 번째는 일반적으로 부패라고 명확하게 규정할 수 있는 현상들(범죄라고 인식되는 뇌물, 부정청탁 등의 행위들)을 대상으로 한 연구이다. 일반적으로 부패라고 보이는 행동들은 Rose Ackerman, Klitgaard 같은 학자들이 경제적 교환의 관점에서 이론을 발전시키고 그의 원인과 처방을 탐색하여 부패현상의 일정부분을 다루어왔다. 이러한 접근 방식은 부패에 대한 이해를 체계화시키려 했다는 점에서 장점이 있지만 부패의 모호한 특성에 대해서는 구체적으로 서술하지 못했다는 한계를 지닌다. 이와 반대로, 부패가 발생하는 현상에 대하여 사회적 맥락과 특수성을 강조하는 입장에서는 사례를 중심으로 하여 부패의 사회적 의미를 탐색하고자 하였다. 그러나, 이러한 접근법 역시 부패가 가지고 있는 사회적 의미의 발견과 탐색에 일조하였다는 의미가 있으나 부패 연구를 체계화 하는 점에 있어서는 한계를 지니고 있다(은종환, 2016에서 재인용).

사회·문화적 접근법(sociocultural approach)에서는 부패현상을 사회.문화적 환경과 역사적 전통의 부산물로 규정한다. 이러한 관점은 Durkheim(1951)의 아노미 이론에서부터 시작되었다고 볼 수 있다. 격변기에 사회적 규제가 붕괴되면서 개인의 성향에 대한 사회의 통제력이 상실되고, 개인이 그들 자신의 욕망에 맡겨지게 되는 상태를 아노미(anomie)라 칭하는데, Merton(1938)은 이러한 아노미 상태가 사회적 격변기에 나타나는 일시적 현상 보다는 지배적인 사회적 가치와 이를 구현할 제도적 수단 사이에 괴리가 존재할 때 상호 공존하는 사회 구조상의 속성이라 주장하였다. 구체적으로는, 부패를 포함한 일탈 행동은 성공 지향적인 문화가 지배적인 사회에서 이를 통제할 제도적 측면이 뒷받침되지 않을 때 일상적으로 발생한다는 주장이다. 즉, 사회 내에 만연해 있는 제도나 문화가 구성원들의 일탈을 유발하는 사회구조적인 요인이 된다고 볼 수 있다(조일형 외, 2014)

중국 특유의 꽌시(關係, Guanxi) 문화를 부패의 원인으로 보는 것도 유사한 맥락에서 볼 수 있다(Luo, 2008). 반면 자발적 결속이나 사회신뢰와 같은 규범이 사회 내에 널리 퍼져있는 경우, 보다 강한 시민사회가 구축될 수 있다. 이런 사회 하에서는 금전적인 동기보다도 도덕적이거나 사회적인 만족도를 추구하고자 하는 공동체의 규범이 강력하게 발전하게 되고, 그렇지 않은 사회에 비해 부패로부터 자유롭다는 것이 알려져 있다.(Rothstein & Uslaner, 2005)

또한, 종교가 부패행위에 미치는 영향도 연구되었다. Treisman(2000)은 천주교로 대표되는 위계적 구조의 종교가 지배적인 사회에서는 사회적 위계에 대한 복종이 규범화되어있기 때문에 부패 행위를 통제하기 어렵지만, 개인주의적 종교가 지배적인 사회에서는 부패를 억제한다고 보았다. 이러한 가설을 지지하는 다수의 실증연구가 존재하나(La Porta et al., 1997; Paldam, 2001; Uslaner, 2004; You & Khagram, 2005) 이러한 연구들은 대부분 국가 수준의 자료에 기반을 두었다는 한계가 있었고, 개인 수준의 자료를 통해 지역과 개인 특성을 통제할 경우 종교와 부패와의 관계는 통계적으로 유의미하지 않았다는 연구도 제시되고 있다(Ko

&Moon, 2014).

이렇듯 부패는 한 국가의 사회적 환경 혹은 규범 조건에 따라 다양하게 정의될 수 있다. 사회적 관습과 행동기준 등에 따라 부패의 정도와 유형이 달라지므로(Klitgaard, 1988) 부패라고 인식되는 범주가 각 사회마다 또는 동일한 사회 내에서도 그 사회 내의 구성원에 따라 차이가 나는 것은 당연한 일이다. 다시 말해, 한 사회에서 부패로 인식되는 행위는 다른 사회에서 부패가 아닐 수도 있고 보는 사람 에 따라 혹은 보는 시점에 따라 부패 여부가 다르게 인식될 수도 있다는 것을 의미한다(진종순·서성아, 2007 ; 고길곤·조수연, 2012).

부패가 다양하게 정의될 수 있다는 점 때문에 부패에 관한 연구를 진행하는 데 있어서 부패를 무엇으로 정의할 것인지가 선행되어야 한다. 위에서 논의한 바와 같이 부패는 하나의 개념으로 정의되기 어려우며,사회문화적, 역사적, 문화적, 개인적 등 다양한 맥락에 따라 정의되고 인식된다. 그러한 점에서 부패와 관행이 결합되는 경우를 살펴본다면, 어떤 행위가 때로는 부패로 인식되기도 하고, 혹은 부패가 아닌 문화적 다양성 내지는 특수성으로 인식될 수도 있는 것이다. 본 연구에서는 부패를 문화적 요인들에 의해 발생하는 것으로 이해하되, 관행은 부패와 구별되는 개념으로서 정의하고자 한다. 나아가, 시민들이 관행에 대해 인식함에 있어 인구통계학적 요인 외에 어떠한 요인들에 의해 영향을 받는지 살펴보기로 한다.

2. 관행의 개념

‘관행(慣行)의 사전적 정의는 ‘오래전부터 해오는 대로 함. 또는 관례에 따라서 함’이다. ‘관(慣)’은 익숙하다, 익숙해지다, 버릇이 되다, 버릇 등의 뜻을 가진 한자이며, ‘행(行)’은 여러 뜻을 지니고 있으나 여기에서는 ‘(어떠한 행동을) 행하다’는 뜻을 나타낸다. 각 단어의 의미를 다시 조합하여 살펴보면 관행이란 익숙하게 버릇처럼 행동하거나 혹은 그러한

행동 자체를 의미한다.

Heidenheimer(1989)는 사람마다 부패에 대한 인식이 다를 수 있다는 사실을 지적하면서 특히 관료사회와 시민간의 인식 차이를 중심으로 특정 부패 행위에 대하여 두 집단 간의 합의 수준이 높고 해당 부패는 반드시 처벌되어야 한다고 생각되는 흑색부패(black corruption)라 하고, 이와 반대로 부패라고는 생각을 하지만, 전자에 비해 인식 수준이 낮고 처벌 역시 원하지 않는 그러한 유형의 부패를 백색부패(white corruption)라 보았다. 부패인식과 해당 행위를 처벌하는 것에 관하여 사회적 합의가 부재한 부패를 회색부패(gray corruption)라고 일컬었는데, 이는 흑색부패와 백색부패 사이에 있는 모호한 부패 개념이다.

부패연구에서의 관행은 공직부패의 가장 중요한 요인으로 대두되어 왔다(권오성, 2005; 전수일, 2004). '관행' 역시 '부패'와 마찬가지로 통용된 정의는 부재(不在)한 상황이며 기존 연구들에서 관행은 다양하게 해석되고 있다. 부패 연구의 틀에서 본다면 회색부패(gray corruption)와 사소한 부패(petty corruption) 혹은 일상화된 부패(routine corruption)가 우리나라의 관행의 맥락과 유사한 개념이라고 볼 수 있다(고길곤, 조수연 2012).

관행은 주관적인 개념으로서, 사회적 통념에 기초한다. 이러한 특성으로 인해 관행의 개념을 정립하는 데 부패와의 명확한 관계를 구분 짓기는 쉽지 않다. 기존의 연구들은 관행을 다양한 부패행위의 유형 중 하나로 다루어왔기 때문에 시민들이 관행에 대해 가지고 있는 인식을 직접적으로 다룬 연구는 찾기 어려웠다. 일상적으로 행해지는 부패 관행이나 부조리한 관행의 개념을 활용하여 측정한 국내 연구가 지금까지 많은 편은 아니기 때문이다. 관행 수용도에 영향을 미치는 요인들에 대한 검토는 고길곤·조수연(2012)이 제시하는 바와 같이 부패인식의 영향 요인들에 대한 선행연구를 검토함으로써 간접적으로 추론할 수 있다.

윤인진·조대엽(2001)은 민원인과 공무원의 인식에 관한 조사를 바탕으로 실증연구를 수행, 사회문화적으로 부정부패를 수용하고 일상화하는 관행이 부패의 심각한 원인이 될 수 있음을 지적하였다. 업무처리의 신

속함과 유리한 일처리를 위해 금품 및 접대 제공을 하는 것에 대해 민원이 스스로 어쩔 수 없이 해야만 하는 필요악이자 관행으로 인식하고 있다는 것이다. 이들은 관행을 '부패보다는 덜 심각하면서 동시에 사회적으로 일정부분 수용되는 행동의 양식'으로 보고 있다.

부패를 규정함에 있어 문화적 차원의 의미를 고려해야 한다고 주장한 송창근·박흥식(1994)에 따르면, 부패인지 아닌지 그 여부의 판단이 문화적 차원의 요인에 영향을 받을 수 있다는 것을 지적하고 있다. 한국과 미국의 사례를 비교함으로써 부패의 주체가 누구인지, 금액의 규모는 얼마인지, 누가 편익의 대상이며, 이러한 과정을 어떻게 처리하는지에 따라 부패를 판단하는 여부가 달라질 수 있음을 보여주었다. 이는 부패와 광행에 대한 판단에 문화적 요인이 영향을 미칠 수 있다는 점 뿐만 아니라, 부패와 관행 사이의 경계가 모호할 수 있다는 점을 시사한다. 본 연구에서는 고길곤·조수연(2012)의 연구를 참고하여 관행수용도를 "관행을 부패가 아닌 사회적으로 용인할 수 있는 행동양식으로 수용하고 용인하는 정도"로 정의하고자 한다. 즉 사회구성원들에 의해 관행이라고 인식되는 행동양식들이 실제적으로 얼마나 용인되고 있는지를 측정하는 척도를 관행수용도라 할 수 있다.

제 2 절 관행수용도에 대한 이론적 검토

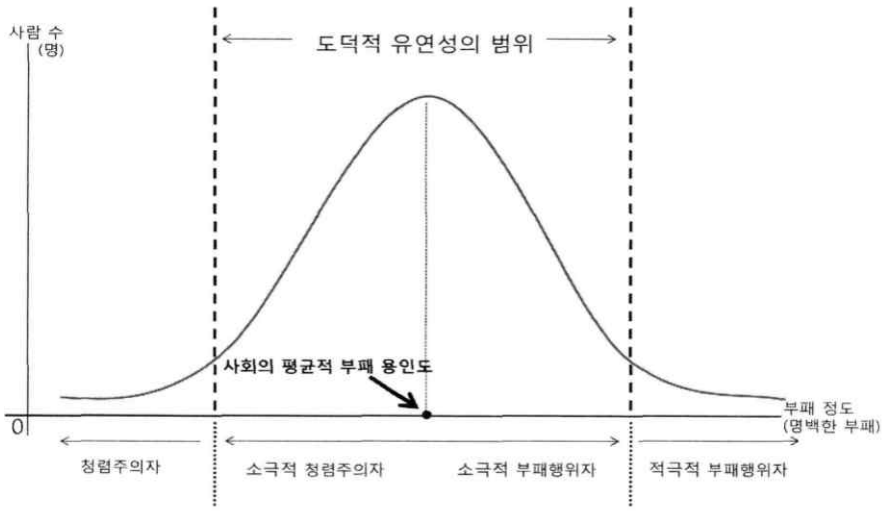
합리적 기대효용 이론(Klitgaard, 1988)에 따르면 개인은 부패로부터 얻는 총효용과 부패행위에 가담하지 않음으로써 얻는 총효용을 비교하여 기대이익이 기대손실을 초과할 때 부패행위를 선택하는 것을 가정하고 있다. 이 이론에 따르면 적발확률과 처벌강도 등이 부패행위를 선택함으로써 초래하는 비용으로, 부패 문제를 해결하기 위해서는 이러한 비용을 높임으로써, 즉 처벌강도와 적발확률을 강화하여 부패의 기대효용을 낮추는 전략을 해결책으로 제시하고 있다. 하지만, 관행화된 부패는 이러한 전략이 효과적이지 않을 수 있다. 먼저, 시민 스스로가 관행화된 부패에

대해 이를 용인하는 수용도가 높은 상황이라면 해당 행위가 부패행위인지 아닌지에 대한 판단이 모호할 가능성이 농후하고 처벌 수위를 높이더라도 자신의 행위가 처벌의 대상이라는 것을 의식하지 못할 확률이 높기 때문이다. 이러한 상황에서는 경제적 편익이 절대적으로 큰 중대부패와 달리, 사소하고 관행화된 부패는 무조건적으로 경제적 편익이 크다고 할 수는 없다. 또한, 관행화된 부패는 적발 확률도 상대적으로 낮기 때문에 부패공급자인 시민은 부패에 대해 지불해야 하는 비용을 그렇게 크게 느끼지 않을 수 있다. 오히려 시민이 느끼는 도덕적 부담감이나 주위의 인식이 부패 억제에 더 큰 영향을 미칠 수 있고, 이러한 도덕적 부담감이나 주위의 인식으로 인해 실제로 부패에 가담할지 안할지 결정할 수 있다는 것이다. 이 때, 이러한 부담감을 일종의 '도덕적 비용'으로 볼 수 있다는 것이다(고길곤·이보라, 2012). 개인의 도덕적 기준에 의한 판단이 일어날 때, 이 기준은 한 개인이 타인의 행동을 바라보고 이를 판단하는 과정에서 형성된 것이라 할 수 있다. 이러한 도덕적 비용을 고려할 때, 반부패 정책이 효과적이라고 생각하는 주위 사람들이 많아질수록 시민들의 관행에 대한 수용도 역시 변화할 가능성이 높아진다. 사회 내에서 용인되는 관행이라 할지라도, 이것에 대한 판단은 개인의 도덕적 기준에 따라 달리 형성되기 때문이다. 이처럼 시민의 관행수용도에 대한 파악은 부패 연구에 있어 매우 중요한데, 관행수용도에 대한 이론적 검토를 통해 관행수용도가 무엇을 말하는지 살펴보고자 한다.

공공부문 부패에 있어 시민들은 부패의 공급자로 볼 수 있으며, 이러한 시민들이 자신의 행동에 대해 부패로 인식하는지 혹은 인식하지 않는지를 파악하는 것은 중요하다. 고길곤·이보라(2012)는 부패태도 유형에 따른 사람들의 분포와 도덕적 유연성 범위를 도식화하여 반부패 정책의 주요 타겟을 어떻게 설정해야 하는지 설명한다. [그림 1]은 사람들의 부패 태도에 따라 전체적으로 정규분포의 형태로 분포를 하고 있는데, 양 극단에는 어떤 경우에도 절대 부패에 연루되지 않는 소수의 청렴주의자와 기회만 있다면 부패행위에 가담하고자 하는 적극적 부패행위자가 각각 위치해있다. 양 극단적 사례가 아닌 보통의 사람들은 '사회의 평균적

부패 용인도(평균)'를 중심으로 분포해 있는데, 이들은 종종 부패에 대한 유혹을 당할 수도 있고, 그러한 유혹 앞에서 큰 문제가 생기지 않는다고 판단한다면 부정행위를 저지를 수도 있다(소극적 부패행위자). 혹은 그럼에도 불구하고 최소한의 개인적 양심을 지키기 위해 노력(소극적 청렴주의자)하며 중간지대에서 배회하기도 한다.

[그림 1] 부패태도에 따른 유형별 분포 및 도덕적 유연성의 범위



출처: 고길곤·이보라(2012)

이렇듯, 부패에 대해 절대적인 태도를 지니고 있지 않은 대부분 평범한 사람들은 개인의 심리 상태에 따라 부정행위에 대한 의사결정이 바뀔 수 있는 도덕적 유연성을 발휘할 수 있어, 극단적인 두 부류에 비해 관행화된 부패에 연루될 가능성은 더욱 높아진다. 즉, 사회 전반의 부패 수준은 극단적 부류의 사람들이 아닌 대부분의 평범한 사람들에게 달려있다는 것이며 이러한 점에서 이들은 반부패 정책의 중요한 타겟(target group)이 된다(Ariely, 2012). 결국 핵심은 양극단의 부류가 중간 지대에 놓인 보통의 사람들에게 어떠한 영향을 미치는지 파악하는 것이다(고길

곤·이보라, 2012). 왜냐하면 주변 사람들이 부패하다는 것을 느낄수록, 양심의 가책을 덜 느끼게 되는 개인은 거리낌 없이 부패행위를 저지르게 되기 때문에(Klitgaard, 1988), 상대적으로 부패에 소극적이었던 사람도 적극적 부패행위자 수가 증가한다면 이에 영향을 받아 부패행위자로 변할 수 있기 때문이다.

부패의 개인적인 성격을 강조하는 진종순·서성아(2007)의 연구는 부패의 가장 근본적 원인은 개인이 부패행위에 연루될 선택상황에서 하는 선택이라는 점을 강조하고 있다. 따라서, 관행에 대해 한 개인이 어떻게 인식하고 있는지, 각 개인이 인식하고 있는 관행수용도가 반부패 정책의 시행이 효과적이라 생각하는지 그 정도에 따라 바뀌는지 알아보는 것은 중요하다. 정책이 효과적이지 않다고 생각하면 여전히 우리 사회에서 부정부패는 만연되게 될 것이고, 시민들 역시 정상적이거나 합법적 방법으로 일을 처리하다가는 그 어느 것도 이룰 수 없을 것이라는 불안과 피해의식을 갖게 되다면 그 자신 역시 부패행위에 가담할 확률이 높아질 것이기 때문이다.(윤인진·조대엽, 2010)

한편, 관행수용도와 유사한 개념으로 사용되는 부패용인도를 활용하여 전오진·남상화(2009)는 지방자치단체 소속 공무원을 대상으로 공무원의 부패행위에 연고주의가 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. 분석 결과, 특정신뢰는 부패용인도에 부정적인 영향을 미친 반면, 연고적 태도와 비귀속적 네트워크는 부패요인도에 양의 방향으로 영향을 미쳤다. 이를 통해, 반부패 정책은 부패가담자에 대한 적발 및 처벌보다는 문화적 접근을 통한 신뢰 회복이 관료부패를 줄이는 데 효과적일 것이라 주장한다.

제 3 절 반부패 정책 효과성 인식과 관행수용도와의 관계

정책에 대한 주관적인 인식은 정책 관련 집단의 정서적 대응방식을 결정하기도 하므로(한승주, 2010) 시민들이 특정 정책에 대해 효과적이라 생각하는 것을 분석하게 되면 효과적인 정책 형성과 집행 등을 위한 정

책 설계에 있어 무엇이 중요한 근거인지 제시할 수 있다. 본 연구는 반부패 정책 중에서도 2016년 9월 시행된 청탁금지법(일명 김영란법)에 초점을 두고자 한다. 앞서 살펴본 여러 선행연구에 근거를 두고 청탁금지법의 시행이 공공부패에 대한 범위 및 제제에 대한 인식을 강화하여 부패행위를 통해 이익을 얻으려는 시민 및 기업의 인식 및 행위에 영향을 줄 수 있다는 점을 전제할 것이다. 왜냐하면 청탁금지법이 청탁금지법에서 직접적으로 청탁자의 행위를 제제하고 있으며 이에 미친 영향은 법령을 통해 살펴볼 수 있기 때문이다.

부정청탁에 해당하는 15가지의 구체적인 개별행위를 열거(제5조 제1항) 하고 있으며, 7가지의 부정청탁의 예외사유를 규정(제5조 제2항) 함으로써 기존에 관행으로 여겨지거나 부패로 인식되지 않았던 부정청탁에 해당하는 내용들을 법제화 하였을 뿐 아니라 예방방지 차원의 제도로서 마련되었다. 청탁금지법의 가장 큰 특징 중 하나인 법의 적용 대상이 공직자를 포함한 일반 국민들까지 확대되어 있다는 점도 중요하다. 청탁금지법으로 인해 기존의 관행이라 생각하였던 행위들에 제약을 받은 시민들의 경우 관행수용도의 변화가 발생할 수 있다는 것은 쉽게 예상이 가능하다. 또한, '청탁금지법 시행령' 제 17조 관련 음식물·경조사비·선물 등이 가능한 액수를 살펴보면, 해당 법령을 통해 음식물, 축의금·조의금, 선물 등에 대해 제한된 범위를 제시하고 있고, 이를 통한 부정청탁을 금지하고 있다. 따라서 본 연구에서도 청탁금지법에서 직접적으로 제시하는 음식물, 선물을 그리고 이를 통한 청탁이나 요청에 대한 청탁자의 인식 변화 정도를 살펴보고자 한다. 따라서, 본 연구에서 상정하고 있는 반부패 정책 효과성 인식은 '청탁금지법에 대해 시민들이 느끼는 효과의 정도'를 의미한다.

청탁금지법과 부패방지 성과, 부패에 관한 인식과 관심에 관한 선행연구는 많지 않은 편이다. 2016년 청탁금지법 시행 이후, 법 효과 연구가 조금씩 늘어나고 있지만 주로 청탁금지법규정의 위헌여부에 대한 연구(박진우, 2015), 청탁금지법 관련 타 법률규정과의 형평성 문제(한성훈, 2017), 법규정 해석에 관한 연구(박균성, 2016) 등이었다. 2017~2018년에

는 청탁금지법 시행 과정에서 사회부패수준(오세영, 2018), 부패인지와 심각성(임동균, 2017) 등에 관한 연구가 있었고, 2019년 이후에는 청탁금지법의 시행효과(장재성, 2019), 법시행으로 인한 부패방지 성과(김용래, 2019; 나현민·장보웅 외, 2019) 등이 있다. 이들 연구는 청탁금지법 정착화를 위한 관점에서 논의된 연구로 청탁금지법 시행과정에서 나타나는 효과 혹은 성과연구는 아니다.

서라벌·성욱준(2019)은 청탁금지법 효과를 정부의 공정성 인식을 통해 측정하였는데 청탁자와 공직자의 변화에 긍정적인 영향을 미친다고 보았다. 즉 청탁금지법은 공무원의 공정성 인식에 긍정적이며, 이를 통해 국가신뢰에 긍정적인 효과를 나타내는 것으로 분석하였다. 또한, 청탁금지법의 시행 효과와 관련하여 임동균(2017)은 청탁금지법에 대한 태도, 사회적 신뢰, 부정부패 인식과 관련하여 두 차례 조사를 통해 연구를 진행하였다. 연구에서 1차 조사와 2차 조사에서 나타난 법의 기대치에 대한 유의미한 평가를 보이고 있는데, 법 시행초기에 국민들이 가졌던 기대에 비해, 실제로 일어난 효과는 크지 않은 것으로 분석하였다. 청탁금지법 자체가 국민들의 일반적인 신뢰수준이나 부정부패에 대한 인식과 태도를 유의미하게 바꾸지는 못한 것으로 평가하였다.

한편, 김용래(2019)는 우리 사회의 반부패 노력은 청탁금지법의 인식도와 공정한 사회에 긍정적인 영향을 미치고 있으나, 부패신고제도에는 아무런 영향을 미치지 않았다고 설명한다. 또한 우리 사회의 부정적인 인식과 내부 신고의 어려움 등은 신고에 따른 왕따 등 폐쇄적인 조직문화가 한 원인으로 판단하고 있다. 따라서 청탁금지법의 안정적인 운영을 위해 홍보와 교육을 더 강화하고 안심하고 신고할 수 있는 사회적 풍토 조성이 필요하다고 하였다.

선행연구의 흐름을 보면, 청탁금지법 시행 초기에는 법학적인 관점에서 법규정 해석상의 문제점을 지적하는 연구를 중심으로 진행하였다면, 법시행 후에는 사회부패 수준과 인식, 효과성 평가, 부패방지 성과에 초점을 두고 연구하는 것으로 볼 수 있다. 이들 연구는 청탁금지법 규정에 대한 법논리 및 해석을 정교화하고, 시행 효과를 규명하는데 기여한 것

은 분명하나, 다음과 같은 한계점이 존재한다. 첫째, 청탁금지법의 적정성에만 초점을 두다 보니 관행근절 및 청렴문화 확산을 위한 법의 정책방향을 고려하지 못하고 있는 것으로 파악된다. 둘째, 청탁금지법의 효과성 인식이 결국 시민들이 지닌 부패에 대한 인식이나 사회문화적인 측면에서 어떠한 영향을 미쳤는지에 대한 분석은 고려하지 않고 있었다는 점이다. 이러한 점을 고려하여 본 연구에서는 과연 청탁금지법으로 대표되는 반부패 정책에 대한 효과성 인식이 시민들의 관행수용도에 긍정적인 영향을 미쳤는지 살펴봄으로써, 반부패 정책에 대한 실효성 있는 정책적 방향을 제시하고자 한다.

연구가설 1: 반부패 정책 효과성 인식은 시민들의 관행수용도에 부(-)의 영향을 미칠 것이다.

제 4 절 정부부문 신뢰에 대한 논의

본 연구에서 활용하고자 하는 정부신뢰는 정부부문에 대한 신뢰 요인과 관련된 선행연구를 바탕으로(김왕식, 2008; 박순애, 2008; 박통희, 2009), 행정부 외에 입법부, 사법부를 포괄하여 '정부부문에 대한 신뢰'라고 개념화하였다. 제도 자체에 대한 신뢰보다 재직자에 대한 신뢰의 의미로 한정하여 분석한 연구도 있다(소기홍, 2018). '정부부문에 대한 신뢰'는 외국 학자들의 논의에서 주로 사용되는 '정부'에 대한 신뢰를 의미하는 것으로, Putnam(2000)이 지적한 바와 같이 사회신뢰와는 구분되는 개념이다. 정부부문에 대한 신뢰를 사회신뢰의 부분집합으로 보는 견해(박희봉·김동현, 2014)도 있으나, 정부신뢰는 사회적 관계에 의해 생겨난 신뢰는 아니기 때문에 사회신뢰와는 구분지어서 볼 필요가 있다.

부패연구에서 정부신뢰는 부패 인식에 영향을 미치는 주요한 요인 중 하나이다. Citrin(1974)과 Miller(1974)처럼 정부부문에 대한 신뢰가 정책만족도 등에 따라 영향을 받으며, 정부가 믿을만하다고 생각하는 시민들

은 그렇지 않은 시민들에 비하여 정부의 요구나 새로운 정책에 좀 더 우호적인 태도를 보인다는 것이다. 전오진·남상화(2009)는 신뢰의 유형을 일반신뢰와 특정신뢰로 구분하여 신뢰의 유형에 따라 부패용인도에 미치는 영향을 분석하였다. 익명의 타인에 대한 신뢰, 제도에 대한 신뢰, 정부에 대한 신뢰를 포괄하는 일반신뢰 보다 가족이나 친분이 있는 사람에 대한 신뢰와 동료집단에 대한 신뢰로 정의한 특정신뢰가 부패용인도에 더 큰 영향을 끼친다는 결과를 제시하였다. 이를 종합해보면, 정부부문에 대한 신뢰는 정책에 대한 수용성을 높이고, 거래비용 또는 정책집행 비용을 절감하며, 정책수요를 충족시키기 위한 정부 행동에 대한 지지를 늘리는 데 중요한 역할을 하는 점을 알 수 있다(소기홍, 2018).

정부정책 가운데, 반부패 정책에 대한 태도는 일반적인 정부정책에 대한 태도와 정반대인 것으로 알려져있다. 통상적으로 반부패 정책은 정부정책을 수립, 집행하는 공직자를 규율하는 특징을 가지고 있기 때문이다. 청탁금지법의 경우 대상의 범위가 일반 시민들까지 확대하여 적용되는 것을 골자로 하고 있다. 즉, 공직자 뿐 아니라 시민 개개인 역시 해당 법을 반드시 따라야 하는 구조를 지닌다. 시민들 역시 해당 법에 영향을 받을 수 밖에 없고, 시민들이 정부에 대해 가지고 있는 신뢰는 따라서 반부패 정책 효과성 인식이 관행수용도에 미치는 효과를 조절할 것이다. 즉, 정부신뢰의 수준이 높은 사람은 반부패 정책 효과성 인식이 시민의 관행수용도에 미치는 영향이 강할것이며, 정부신뢰의 수준이 낮은 사람은 시민의 관행수용도에 미치는 영향이 약할 것이다.

연구가설 2: 정부부문에 대한 신뢰는 반부패 정책 효과성 인식이 시민의 관행수용도에 미치는 영향에 대해 조절효과를 가질 것이다.

연구가설 2-1: 정부신뢰의 수준이 높을수록 반부패 정책 효과성 인식이 관행수용도에 미치는 영향은 음의 방향으로 더 커질 것이다.

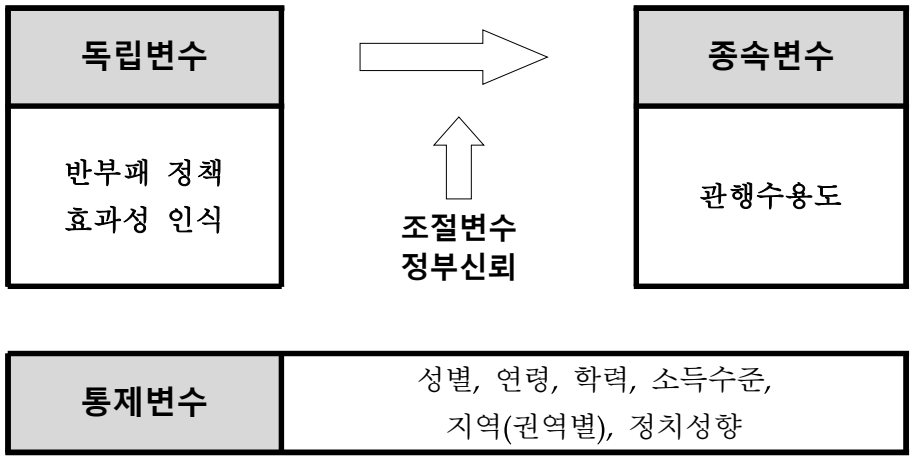
제 3 장 연구방법

제 1 절 연구의 분석틀

1. 연구문제 및 연구모형

관행은 부패 원인 탐색에 있어 문화적 차원의 변수임과 동시에 비공식적 제도로서의 성격을 지닌다. 신도제도주의에서는 사회의 공식 및 비공식 기관이 개별 행위자의 태도와 선호도를 형성하거나 제한한다고 주장한다(North, 1990). 관행은 개인의 선택을 제약할 수 있고 동시에 공식적 제도나 법률 등에 서로 영향을 주고받을 수 있기때문에, 청탁금지법 역시 정책 시행에 따라 개인의 인식 혹은 행위(선택)에 영향을 주거나 받았을 것이라는 점을 쉽게 예상할 수 있다. 더욱이, 청탁금지법의 시행의 주된 목적이 부정청탁 관행의 근절이라는 점, 기존 정책과 달리 공급자인 시민 역시 처벌대상으로 상정하고 있다는 점은 다른 제도와의 차별성을 지닌다고 할 수 있다. 청탁금지법이 반부패 정책의 대표적인 정책으로 손꼽히는 정책이닌 만큼 이에 대한 효과성 인식이 시민들이 관행에 대한 수용도에 어떠한 영향을 미치는지, 그리고 정부신뢰는 이 둘 간의 관계를 조절하는지 조절한다면 그 영향의 크기는 얼만큼인지를 분석하여 반부패 정책 효과성 인식과 관행수용도 간의 관계를 파악하고자 한다.

[그림 2] 연구모형(개념적 준거틀)



선행연구를 바탕으로 관행수용도는 인구통계학적 요인들에 영향을 받는 것으로 알려져 있으므로 이에 대한 효과를 통제하고 지역에 대한 영향요인도 통제하고자 한다. 연구대상은 2019년과 2020년 각각의 조사결과이며, 이를 바탕으로 이 영향을 살펴보고자 한다. 본 연구에서 사용하고자 하는 개념적 준거틀(연구모형)은 [그림 2]와 같으며, 연구가설은 [표 1]과 같다.

[표 1] 연구가설 요약

연구가설 1	• 반부패 정책 효과성 인식은 시민들의 관행수용도에 부(-)의 영향을 미칠 것이다.
연구가설 2	• 정부신뢰는 반부패 정책 효과성 인식이 관행수용도에 미치는 영향에 대해 조절효과를 가질 것이다.
연구가설 2-1	• 정부신뢰가 높은 집단일수록 반부패 정책 효과성 인식이 관행수용도에 미치는 영향의 크기는 더욱 클 것이다.

2. 분석자료 및 분석방법

본 연구에서 사용된 설문지는 한국 공직사회의 부패 실태를 파악하기 위해 한국행정연구원에서 매년 실시하고 있는 조사로, 2000년 첫 조사 이후 사회조사센터에서 매년(2002~2003년 조사 미실시) 사업체 종사자를 대상으로 정부부문에 대한 부패인식과 부패경험을 측정하고 있는 시계열 자료이다(한국행정연구원, 2019). 사업체 종사자는 직무 활동을 위해 공무원과 접촉할 기회가 상대적으로 많아, 그 과정에서 부패 행위를 유발하거나 유도당할 가능성이 있기 때문에 정부부문 부패 인식 조사에 적합한 조사대상으로 여겨진다(한국행정연구원, 2020).

수집된 자료의 통계적 처리를 위해 SAS 9.4 통계 패키지를 활용하였다. 먼저, 본 연구에서 측정하고자 하는 독립변수와 종속변수의 개념이 설문 응답자로부터 정확하고 일관되게 측정되었는지를 검증하고자 크론바흐 알파계수(Cronbach's α)를 활용하여 측정도구의 신뢰도 분석을 시행하였다. 또한, 표본의 인구통계학적 특성을 알아보기 위해 빈도분석, 기초통계량 분석을 실시하였다. 이후, 연구가설에 사용된 측정변수들 간의 관련성 정도와 방향성을 분석하기 위해 사전의 요인분석을 통해 지정해놓은 요인들에 대하여 상관관계 분석(correlation analysis)을 실시하고, 이후 통제변수들을 독립변수로 사용하여 시민들의 관행수용도에 대한 다중회귀분석을 실시하였다. .

제 2 절 변수의 측정

1. 종속변수

한국행정연구원의 정부부문 부패실태 조사는 2018년부터 특정 행위를 얼마나 부패행위로 보는지에 대한 문항을 신설한 이후 매년 해당 항목에

대한 응답을 측정해오고 있다.

2018년 설문조사의 해당 문항을 살펴보면, '귀하는 공직자의 다음 행동이 보기 중 어느 항목에 해당한다고 생각하십니까?' 라는 질문에 4개 선지를 제시하여 응답을 측정하고 있다. 4개의 응답은 각각 '①불법이 아니고 부정부패도 아니다, ②불법이지만 부정부패는 아니다, ③불법이 아니지만 부정부패에 해당한다, ④불법이고 부정부패에 해당한다'로 구성된다. 해당 행위의 불법성 및 부정부패 여부에 해당한다고 생각하는지에 대한 인식을 측정할 뿐, 부정부패 혹은 관행으로 인식하는 정도의 차이를 묻고 있는 것은 아니다.

이듬해 2019년 조사에서는 먼저 '귀하는 공직자의 다음 행동이 공직자의 지위나 권한을 남용하거나 법을 위반하여 사적 이익을 취하는 부정부패 행위라고 보십니까?'로 설문 문항이 수정되었다. 뿐만 아니라, 기존 6개의 하위 문항 중에서 '음주운전을 하였다.'라는 항목이 제외되었고, 답변의 형태도 달라졌다. 기존에는 불법과 부정부패의 영역에서 각각 어느 범주에 해당하는지에 대해서만 응답하는 반면, 2019년 조사 부터는 해당 행위를 부정부패로 인식하는 정도의 차이를 측정하는 선지로 '전혀 그렇지 않다(1)' 부터 '매우 그렇다(6)' 까지의 리커트(Likert) 6점 척도로 변경되었다.

2020년도 조사에서는 2019년과 동일한 문항과 척도로 측정되었다. 따라서, 문항의 변화로 인해 2018년 자료 조사는 본 연구에서 활용할 수 없었으며 최종적으로 2019년과 2020년 자료를 채택하였다. 2018년부터 2020년까지 3개년의 문항 및 답변의 구체적인 변동 내용은 [표 2]와 같다.

[표 2] 종속변수(관행수용도) 측정 문항의 연도별 변화

	2018년	2019-2020년
문항	문9. 귀하는 공직자의 다음 행동이 보기 중 어느 항목에 해당한다고 생각하십니까?'	문7. 귀하는 공직자의 다음 행동이 공직자의 지위나 권한을 남용하거나 법을 위반하여 사적 이익을 취하는 부정부패 행위라고 보십니까?'

	2018년	2019-2020년
하위 질문	(1) 카페에서 우연히 만난 민원인에게 다과 대접을 받았다.	좌동
	(2) 사무용품을 사적용도로 사용하였다.	좌동
	(3) 음주운전을 하였다.	삭제
	(4) 동료의 부정청탁 사실을 알았지만 모르는 척 하였다.	문항 번호 (3)으로 변경
	(5) 지인의 부탁으로 입찰이나 채용 관련 정보를 알아봐 주었다.	문항 번호 (4)로 변경
	(6) 건축 허가 요건에 하자는 없었으나 반대 민원이 강해서 허가를 지연시켰다.	문항 번호 (5)로 변경
응답 문항 구성	①불법이 아니고 부정부패도 아니다 ②불법이지만 부정부패는 아니다 ③불법이 아니지만 부정부패에 해당한다 ④불법이고 부정부패에 해당한다	①전혀 그렇지 않다 ②그렇지 않다 ③별로 그렇지 않다 ④약간 그렇다 ⑤그렇다 ⑥매우 그렇다

한 가지 주의하여야 할 것은 본 연구에서 분석하고자 하는 관행수용도를 측정하기 위해서 [표 2] 설문 문항을 통해 측정된 해당 응답에 대한 변환이 반드시 선행되어야 한다는 점이다. 정부부문 부패실태 조사에서 묻는 문항의 척도를 그대로 사용하는 경우, 응답자의 점수가 높을수록 해당 행위를 부정부패의 행위라고 인식하는 것이기 때문이다. 즉, 높은 점수에 응답한 사람일수록 문항에서 주어진 해당 행위들을 관행의 범주로 인식하기보다는 부정부패로 간주하는 것이기 때문에 관행에 대한 수용도는 낮아지는 것을 의미한다. 따라서, 본 연구에서 분석하고자 하는 '관행수용도'의 개념을 정확히 측정하기 위해 해당 문항에 대해 역코딩을 수행하여야 한다.

2. 독립변수

본 논문에서 독립변수로 채택한 '반부패 정책 효과성 인식'에 대한 측정은 여러 반부패 정책 중에서 청탁금지법에 대한 효과성 인식으로 한정하여 분석을 수행하였다. 따라서, 응답자인 시민들이 청탁금지법 시행 이후 설문 항목에서 제시하고 잇는 변화들에 대해 얼마나 체감하고 있는가에 대한 정도를 측정하는 것으로 조작적 정의를 하였다.

송건섭(2020)은 청탁금지법에 대한 효과성 인식을 청탁금지법의 세부내용(부정청탁, 금품등 수수금지 등)에 대하여 어떤 효과를 나타내고 있는지에 대한 정도로 정의하였으며, 권력.학연.혈연.지연 등 관계, 상부상조의 전통적 관행, 불합리한 업무관행과 불신풍조, 직업가치 및 봉사관의 결여 등 4개 문항에 대한 인식도를 바탕으로 실증분석을 시행하였다.

본 연구에서는 이를 참고하여 '2016년 9월 28일 청탁금지법(일명 '김영란법')의 시행 이후 기업활동과 관련하여 다음과 같은 변화가 얼마나 진행되고 있다고 생각하십니까? '라는 항목을 활용하여 반부패 정책 효과성을 측정하고자 한다. 본 문항 역시 관행 수용도의 문항과 마찬가지로 5개의 하위 문항으로 구성되어 있다. 반부패 정책 중에 관행 개선에

대한 정책 목표가 가장 뚜렷한 정책이 청탁금지법이기 때문에, 정책 시행 이후 변화를 느끼는 정도가 높을수록 시민들이 인식하는 반부패 정책의 효과성도 높아질 것임을 추론할 수 있다.

5개의 하위 문항은 각각 '(1) 공직자와 함께하는 식사자리에서 비용을 지불하는 방식이나 금액 등에 대해 주의를 기울이게 되었다 / (2) 공직자를 상대로 명절이나 기념일에 제공하던 선물이나 접대 등이 줄어들었다 / (3) 공직자의 경조사에 내던 축의금 혹은 부의금의 횟수나 금액이 줄어들었다 /(4) 공직자를 대상으로 한 청탁이나 요청 등이 줄어들었다 / (5) 공직자를 대상으로 한 강연·자문·기고 요청 등이 줄어들었다' 로 구성되어 있다. 각 항목에 대해 응답자들이 얼마나 변화가 있다고 인식하는지 리커트 6점 척도로 묻고 있다. 5개 항목 응답을 평균낸 '반부패 정책 효과성'이라는 변수(EFFECT)를 만들어 분석에 활용하고자 한다.

3. 조절변수

본 연구에서 활용하는 조절변수는 정부신뢰이다. 정부부문에 대한 신뢰 요인에 있어, 선행연구 검토 결과(김왕식, 2008;박순애, 2008; 박통희, 2009) 정부부문이란 정부신뢰에 관한 대다수의 연구들과 마찬가지로 행정부 외에 입법부, 사법부를 포괄한다.

설문문항 중 22번 문항에서 '귀하는 우리나라 정부를 어느 정도 신뢰하십니까'라는 문항은 직접적으로 정부 신뢰에 대해 묻고 있으나, 본 연구에서는 소기홍(2018)와 유사하게 정부신뢰 변수에 대한 조작적 정의를 통해 제도 자체에 대한 신뢰보다 재직자에 대한 신뢰의 의미로 한정하여 분석하고자 한다. 해당 문항 대신 본 연구에서는 '귀하는 다음 기관들을 어느 정도 신뢰하십니까'라는 문항을 활용하여 행정부는 (1) 중앙정부부처, (2) 지방자치단체, (5)청와대, 입법부에 해당하는 (3) 국회, 사법부에 해당하는 (4) 대법원 및 검찰에 대항 응답자들의 문항을 합산 평균한 '정부신뢰' 변수를 생성하였다. 이를 조절변수로 하여, 청탁금지법 효과성

인식이 관행수용도에 미치는 영향이 정부신뢰 정도의 차이에 따라 조절될 수 있음을 검정해보고자 한다.

4. 통제변수

통제변수는 분석에 있어 그 영향을 검토하지 않기로 한 변수를 의미한다. 원래 의도했던 독립변수와 종속변수의 관계를 파악하기 위해서는 통제변수의 효과를 통계적으로 제거해야 정확한 연구를 수행할 수 있다(남궁근, 2017) 다시 말해, 반부패 정책 효과성 인식과 관행수용도 간의 관계를 정확히 파악하기 위해서는 기타 요인들이 관행수용도에 미치는 영향을 통제해주어야 한다.

선행연구 검토를 바탕으로 본 연구에서 활용하는 통제변수는 인구통계학적 변수를 포함하여, 성별, 연령, 지역, 정치성향, 교육수준, 소득수준을 채택하였다. 연령의 경우 응답자의 나이를 직접 기재하도록 되어있었지만, 원자료 상에는 20대 / 30대 / 40대 / 50대 / 60대 이상 으로 구분하는 5개의 범주로 코딩한 데이터가 제공되고 있다. 정치성향은 진보, 보수, 중도의 3개의 범주로 구분하여 측정되고 있으며 회귀분석에서는 보수를 기준(REFERENCE)으로 하여 분석을 실시하였다.

교육수준의 경우, 설문 문항에서 '귀하의 최종 학력은 어디에 해당되십니까?'로 묻고 있다. 6개의 범주는 각각 ①중졸이하 ②고졸 ③전문대졸 ④대학중퇴자 ⑤대졸 ⑥대학원졸 이상에 해당한다. 분석의 용이를 위해 학력 구분을 고졸이하(중졸이하 + 고졸 + 대학중퇴자) / 전문대졸 / 대졸 / 대학원졸 로 새롭게 구분하여 총 4개의 범주로 재분류 하였다.

한편, 소득수준의 경우 '귀하의 지난 1년간의 월평균 가구 소득수준은 얼마인지 묻는 문항에 50만원 미만부터 600만원 이상까지 총 6개의 범주로 구분하여 측정하고 있다. 하지만 이러한 소득 구간에 대한 범주는 분석에 있어 적절하지 않은 것으로 판단된다. 1인당 월 최저임금이 1,822,480원(2021년 기준, 최저임금위원회)인 현 시점에서 월평균 가구 소

득 수준에 대해 월 200만원 미만의 범주는 다소 불필요하다고 보인다. 실제로 본 연구에서 사용할 2019년과 2020년의 2개년도 자료에 대한 빈도분석 결과, [표3]과 같이 50만 원 미만은 4명(0.2%) / 50~99만 원은 14명(0.91%)에 불과하여 100만원 미만이라 응답한 사람은 전체 응답자의 약 1%에 불과하였으며, 200만원 미만의 응답자까지 포함하더라도 전체 응답자의 10%도 채 되지 않는 적은 비율임을 알 수 있었다. 따라서, 보다 정확한 분석을 위해 범주의 재편성을 통해 소득수준에 대한 새로운 기준을 마련하였다. 재분류한 소득수준은 200만원 미만 / 200~299만원 / 300~399만원 / 400~499만원 / 500~599만원 / 600만원 이상의 총 6개의 범주로 설정하였으며, 새로운 소득수준을 기준으로 본 분석을 실시하였다.

[표 3] 소득수준 하위 3개 구간에 대한 빈도 및 비율

소득수준	빈도	비율(%)
50만 원 미만	4	0.2
50~99만 원	14	0.71
100~199만 원	174	8.78
합계	192	9.69

마지막으로, 지역변수의 경우, 정부부문 실태조사에서는 총 17개로 전국을 구분하여 응답자의 사업체 소재지 지역을 묻고 있다. 정부부패와 반부패 행위에 관한 국민의 인식을 분석한 이덕로·송기평(2016)의 연구에서는 거주지역별 부패인지의 양상을 분석하기 위해 전국을 6개의 권역으로 나눈 지역변수를 활용하였다. 해당 연구에서는 정부부문 실태조사에서 분고 있는 전국 17개의 지역을 6개의 권역으로 재분류하였는데, 이를 활용하여 본 연구에서는 17개 지역을 5개의 권역별로 축소 및 재분류하였다. 서울·인천·경기는 '수도권'으로, 부산·울산·경남은 '경남권', 대구·

강원·경북은 경북권(강원), 대전·세종·충북·충남은 '충북권', 광주·전북·전남·제주는 '전남권'으로 구분하였고 지역별 분류는 아래 [표 4]와 같다.

[표 4] 사업체 소재지에 대한 재분류 기준

권역별	해당 지역			
수도권	서울	인천	경기	
경남권	부산	울산	경남	
경북권(강원)	대구	강원	경북	
충북권	대전	세종	충북	충남
전남권	광주	전북	전남	제주

한편, 업종의 경우 건축 토건 사업과 그렇지 않은 업종을 구분하여 진행한 선행연구가 있으나(김준석 외, 2011), 자영업과 사업체 종사자에 대한 업종 구분에 대하여 동일한 기준을 적용하지 않고 있으므로, 측정상의 한계가 존재하여 업종 변수는 채택하지 않았다.

이상에서 살펴본 독립변수, 종속변수, 조절변수, 통제변수를 바탕으로 한 설정한 본 연구의 회귀모형은 [표 5]와 같다.

[표 5] 회귀모형 설정

다중회귀모형식	$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta' Z_i + \beta'' X_{1i} Z_i + (\beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \beta_5 X_{5i} + \beta_6 X_{6i} + \beta_7 X_{7i}) + \epsilon_i$
종속변수	Y: 관행수용도
독립변수	X_1: 반부패 정책 효과성 인식
조절변수	정부신뢰가 낮음(Z=0); 정부신뢰가 높음(Z=1),
상호작용항	$X_1 \times Z$: X_1 = 반부패 정책 효과성 인식, Z=정부신뢰
통제변수	X_2: 성별, X_3: 연령, X_4: 학력, X_5: 소득수준, X_6: 지역(권역별), X_7: 정치성향

* i는 관찰점을 의미

제 4 장 분석결과

제 1 절 주요변수의 특성

1. 종속변수의 특성

1) 개요

본 연구의 종속변수인 관행수용도는 한국행정연구원 2019-2020년 정부부문 부패실태 조사에서 리커트 6점 척도로 측정되었으며, 5개의 하위 항목의 평균합을 구한 1개의 단일 변수로 구성된다. 문항에 대해 역코딩을 수행 전, 5개 하위문항에 대하여 부정부패에 해당함(약간 그렇다·그렇다·매우 그렇다)과 부정부패에 해당하지 않음(별로 그렇지 않다·그렇지 않다·전혀 그렇지 않다)의 두 범주로 나누어 연도별 응답자의 분포를 살펴보았다. [표 6]과 같이 여러 부패의 행위 중에서도 민원인에게 다과를 받는 것과 공용물품의 사적 사용은 다른 행위들에 비해 부정부패에 해당하지 않는다고 인식하고 있었으며, 상대적으로 관행의 측면에서 인식하고 있음을 알 수 있다. 특히 후자의 경우 2019년에 비해 오히려 부정부패에 해당하지 않는다는 인식이 소폭 상승하였다는 것을 확인할 수 있다.

[표 6] 연도별 부정부패 유형에 대한 항목별 분포

번호	측정 문항	2019 (N=1000)		2020 (N=1000)	
		부정부패에 해당하지 않음 (%)	부정부패에 해당함 (%)	부정부패에 해당하지 않음 (%)	부정부패에 해당함 (%)
1	카페에서 우연히 만난 민원인에게 다과 대접을 받았다	69.2	30.8	60.7	39.3
2	사무용품을 사적 용도로 사용하였다	50.4	49.6	53,0	47.0

번호	측정 문항	2019 (N=1000)		2020 (N=1000)	
		부정부패에 해당하지 않음 (%)	부정부패에 해당함 (%)	부정부패에 해당하지 않음 (%)	부정부패에 해당함 (%)
3	동료의 부정청탁 사실을 알았지만 모르는 척 하였다	30.0	70.0	26.2	73.8
4	지인의 부탁으로 입찰이나 채용 관련 정보를 알아봐 주었다	22.2	77.8	14.1	85.6
5	건축 허가 요건에 하자는 없었으나 반대 민원이 강해서 허가를 지연시켰다	39.1	60.9	26.2	73.8
		100	100	100	100

2) 기초통계량

전술한 바와 같이 본 연구에서 분석하고자 하는 대상인 종속변수 관행수용도 측정을 위해 해당 문항에 대해 역코딩을 수행한 후 구한 기초통계량의 결과는 [표 7]과 같다. 유형별로 비교하여 살펴보았을 때 평균점수가 높을수록 시민들은 해당 행위에 대하여 부정부패 보다는 관행의 영역에서 인식하는 것으로 이해할 수 있다는 것이다. 즉, 점수가 높을수록 관행수용도는 높아진다. 유형별로 살펴보면 지인의 부탁으로 입찰이나 채용 관련 정보를 봐주는 유형에 대한 평균이 2.35점으로 관행수용도가 가장 낮았으며, 카페에서 우연히 만난 민원인에게 다과를 제공받는 것에 대한 관행수용도는 3.87로 5개 하위 문항 중 가장 높은 것으로 나타났다.

[표 7] 관행 유형에 따른 기초통계량

변수	유형	N	평균	표준편차	최솟값	최댓값
RC091	향응(다과)	1981	3.87532	1.38356	1.00000	6.00000
RC092	공용물품 사적사용	1981	3.50833	1.35235	1.00000	6.00000
RC094	부정청탁 묵인	1981	2.62039	1.34287	1.00000	6.00000
RC095	입찰·채용	1981	2.35386	1.38807	1.00000	6.00000
RC096	재량권 일탈·남용	1981	2.85462	1.45923	1.00000	6.00000

5개의 하위문항 평균값으로 계산된 관행수용도 변수(ACCEPT)의 기초통계량을 살펴보면 [표 8]과 같다. 모든 연도는 리커트 6점 척도로 측정되었기 때문에 최솟값은 1, 최댓값은 6으로 동일하다. 관행수용도의 평균은 3.043, 표준편차는 1.043이다. 연도별로 살펴보면 2019년의 경우 관행수용도의 평균은 3.06, 2020년 관행수용도의 평균은 2.96으로 나타났다.

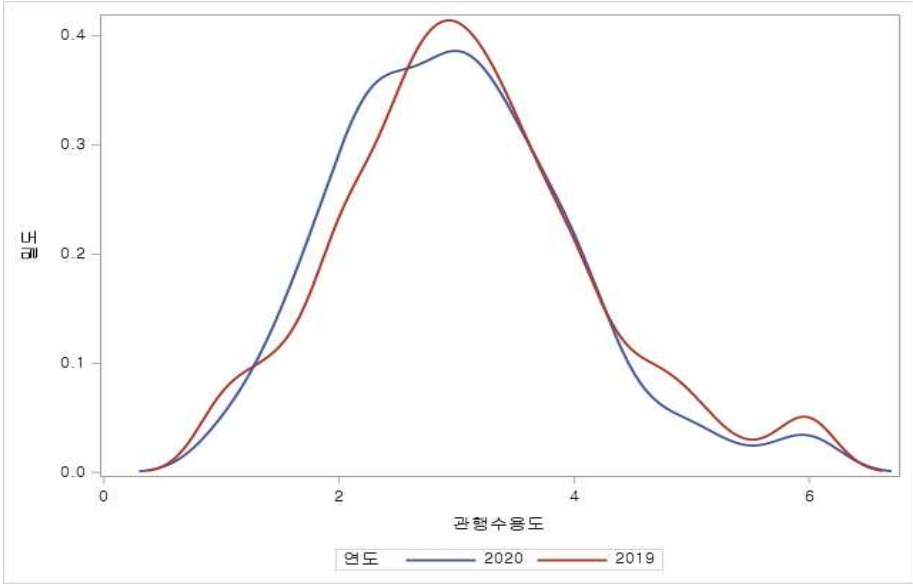
[표 8] 종속변수의 기초통계량

연도	변수	빈도	평균	표준편차	최솟값	최댓값
2019	관행수용도 (ACCEPT)	981	3.064	1.100	1	6
2020		1000	2.960	1.030	1	6
통합		1981	3.043	1.043	1	6

관행수용도의 분포를 보다 명확하게 비교하기 위해 DENSITY 프로시저를 통해 연도별 종속변수의 분포를 살펴보았다. 관행수용도는 연속형 변수이기 때문에, 연속형 변수의 분포를 살펴포기 위해서는 히스토그램보다는 [그림 3]처럼 커널함수를 이용해 확인하는 것이 바람직하다(고길

곤, 2017).

[그림 3] 종속변수(관행수용도)의 연도별 분포



3) 신뢰도 분석

본격적인 분석에 앞서 사용된 측정변수의 신뢰도(reliability) 검증을 통해 종속변수와 독립변수에 대한 신뢰도 분석을 실시하였다. 신뢰도는 동일한 측정도구를 동일대상에 대해 반복적으로 사용하였을 때 측정된 값의 차이가 크지 않아야 한다는 성질을 의미하여 타당성과 함께 측정이론(measurement theory)에서 사용되는 개념이다(남궁근, 2019). 신뢰도 분석은 크론바흐 알파(Cronbach's α) 계수를 이용하여 확인할 수 있으며 하위 문항의 개수가 3개 이상일 때 의미[2]가 있다. 크론바흐 알파 계수는

2) 크론바흐 알파는 전체 질문의 분산 대비 공유분산의 비율을 통해 계산이 가능하며, 이를 수식으로 표현하면 K/K-1(전체 질문의 분산 - 개별 질문의 분산 합 / 전체 질문의 분산)에 해당하므로, 설문 문항이 3개 이상 부터 크론바흐 알파가 유의미해지는 것을

0과 1사이의 값을 가진다. 일반적으로 사회과학 분야에서 크론바흐 알파 계수 값이 0.7 이상이면 내적 일관성이 크다고 판단되므로(고길곤, 2017), 본 연구에서도 0.7 이상을 기준값으로 하였다. 종속변수인 관행수용도와 독립변수인 반부패 정책 효과성 인식을 측정하는 설문은 모두 5개의 하위 문항으로 구성되어 있다. 따라서, 측정도구의 내적 일관성이 확보되었는지(신뢰도)를 확인할 필요가 있다. 따라서, 회귀분석과 상관관계 분석에 앞서 본 연구에서는 연구모형에서 사용하고자 하는 주요 변수들이 설문 응답자로부터 일관되게 측정되었는지 검증하기 위해 신뢰도 분석을 실시하였다. 크론바흐 알파 검정 결과, 0.810으로 종속변수인 관행수용도는 내적 일관성이 충분히 확보된 것으로 확인되었다.

[표 9] 종속변수(관행수용도)의 요인분석 및 신뢰도 분석결과

설문항목	신뢰도
	표준화 Cronbach's α
7-1	0.810
7-2	
7-3	
7-4	
7-5	

2. 독립변수의 특성

1) 개요

본 연구는 시민들이 반부패 정책에 대한 효과성을 어떻게 인지하고 있는지 측정하기 위해 청탁금지법 효과성 인식을 활용하여 반부패 정책 효과성 인식을 측정하였고, 이를 독립변수로 사용하였다. 독립변수의 측정

알 수 있다.

을 위해 서라벌·성욱준(2020)에서 사용한 설문항목 등을 기반으로 본 연구의 목적과 내용에 맞게 수정하였다.

2) 기초통계량

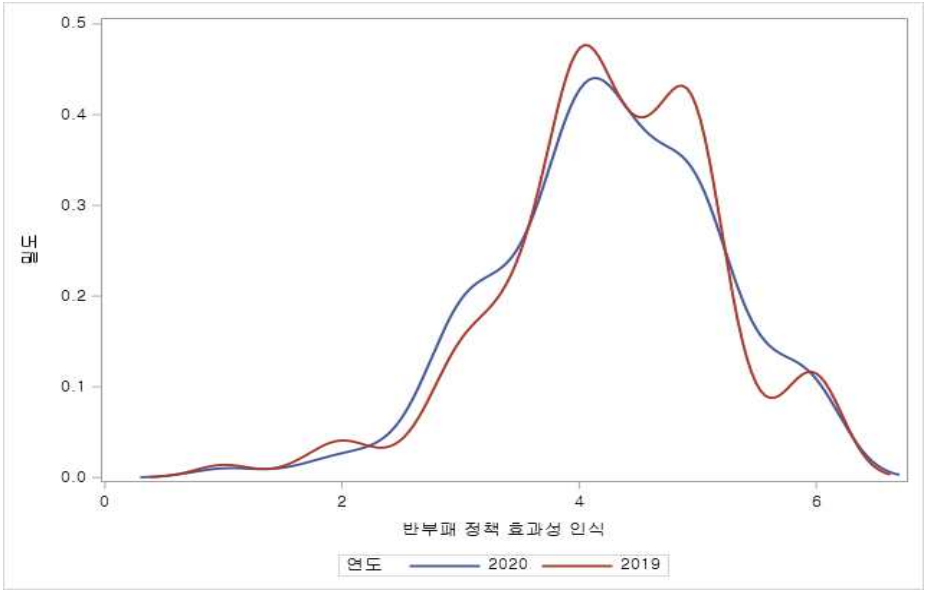
독립변수인 반부패 정책 효과성 인식은 5개의 하위 항목에 대한 응답을 합산 후 단순평균을 구해 측정하였다. 2개년도에 대하여 반부패 정책 효과성 인식 변수의 평균은 4.245, 표준편차는 0.9279이다. 연도별로 살펴보면, 2019년의 평균은 4.254, 표준편차는 0.921, 2020년의 평균은 4.242, 표준편차는 0.934이다.

[표 10] 독립변수의 기초통계량

연도	변수	빈도	평균	표준편차	최솟값	최댓값
2019	반부패 정책 효과성 인식	981	4.254	0.921	1	6
2020		1000	4.242	0.934	1	6
통합		1981	4.248	0.927	1	6

독립변수인 반부패 정책 효과성 인식의 연도별 분포를 보다 명확하게 비교하기 위해 DENSITY 프로시저를 통해 연도별 종속변수의 분포를 살펴보았다. 관행수용도는 연속형 변수이기 때문에, 연속형 변수의 분포를 살펴포기 위해서는 히스토그램 보다는 [그림 4]처럼 커널함수를 이용해 확인하는 것이 바람직하다(고길곤, 2017).

[그림 4] 독립변수(반부패 정책 효과성 인식)의 연도별 분포



3) 신뢰도 분석

반부패 정책 효과성 인식에 대한 단일요인의 신뢰도 분석 결과, 크론바흐 알파 계수가 0.917로 나타나 사회과학 분야에서 일반적으로 인정하는 0.7 이상이므로 척도의 신뢰성이 확보되었다고 볼 수 있으며, 독립변수 단일요인의 총 설명력은 75.21%로 확인되었다.

[표 11] 독립변수(반부패 정책 효과성 인식)의 신뢰도 분석결과

설문항목	신뢰도
	표준화 Cronbach's α
18-1	0.917
18-2	
18-3	
18-4	
18-5	

3. 통제변수의 특성

선행연구 검토를 바탕으로 본 연구에서 활용하는 통제변수는 성별, 연령, 정치성향, 교육수준, 소득수준을 채택하였다.

연령의 경우 응답자의 나이를 직접 기재하게 되어있으나, 한국 행정연구원은 20대, 30대, 40대, 50대, 60대 이렇게 5개의 범주로 코딩된 원자료 데이터를 제공해주고 있다.

정치성향은 진보적, 보수적, 중도적 3개의 범주로 구분하여 측정되고 있으며 회귀분석에서는 보수적 성향을 기준으로 하여 분석하였다.

교육수준의 경우, 설문 문항에서 '귀하의 최종 학력은 어디에 해당되십니까?'로 묻고 있다. 총 6개의 범주로 ①중졸이하 ②고졸 ③전문대졸 ④대학중퇴자 ⑤대졸 ⑥대학원졸 이상으로 묻고 있는데, 범주 간 중첩이 있는 것으로 파악되었다. 따라서, 중졸이하·고졸·대학중퇴자를 '고졸이하'로 통합하여 4개 차원으로 변수의 범주를 축소하고자 하였으며, 결과적으로 '①고졸이하 ②전문대졸 ③대졸 ④대학원졸 이상'으로 구분하는 4개 범주로 재구성하였다.

한편, 소득수준의 경우 '귀하의 지난 1년간의 월평균 가구 소득수준은 어느 정도입니까? 세전으로 응답해 주십시오.'라는 항목으로 측정되고 있다. 이에 대한 응답으로 50만원 미만부터 600만원 이상까지 총 8개의 범주가 제시된다. 그러나, 1인당 월 최저임금이 1,822,480원(2021년 최저임금위원회 기준)인 현시점에서 월평균 가구 소득수준에 대해 월 50만원의 범주는 다소 현실적이지 않은 것으로 판단될 수 있다. 실제로 소득수준 변수에 대한 빈도분석 결과, 50만원 미만은 4명(0.2%) / 50~99만원은 14명(0.91%)로 전체 응답자의 약 1%에 불과하여 범주의 재편성이 필요하다고 판단하였다. 따라서, 소득 수준은 200만원 미만, 200~299만원, 300~399만원, 400~499만원, 500~599만원, 600만원 이상의 총 6개의 범주로 재설정하여 분석을 시행하였다.

지역변수의 경우, 해당 설문조사에서는 총 17개로 전국을 구분하여 응답자의 지역을 조사하고 있으나 17개 지역을 그대로 사용하지 않고, 이

덕로·송기평(2016)의 연구를 참고하여 5개의 권역으로 재분류한 뒤 분석을 수행하였다. 서울·인천·경기는 '수도권'으로, 부산·울산·경남은 '경남권', 대구·강원·경북은 경북권(강원), 대전·세종·충북·충남은 '충북권', 광주·전북·전남·제주는'전남권'으로 구분하였다.

이상에서 정리한 통제변수들의 새로운 범주는 [표 12]와 같다.

[표 12] 통제변수의 범주 재분류

범주	연령	학력	소득수준	권역별 (해당지역)
1	20대	고졸이하	200만원 미만	수도권 (서울, 인천, 경기)
2	30대	전문대졸	200~299만원	경남권 (부산, 울산, 경남)
3	40대	대졸	300~399만원	경북권 (강원, 대구, 경북)
4	50대	대학원졸 이상	400~499만원	충북권 (대전, 세정, 충북, 충남)
5	60대이상		500~599만원	전남권 광주, 전북, 전남, 제주)
6			600만원 이상	

업종의 경우 건축 토건 사업과 그렇지 않은 업종을 구분하여 진행한 기존의 연구가 있으나(김준석 외, 2011), 자영업과 사업체 종사자에 대한 업종 구분에 대하여 동일한 기준을 적용하지 않고 있으므로 측정상의 한계가 존재하여 업종 변수는 분석에 활용할 수 없어 채택하지 않았다. 통제변수의 인구통계학적 특성을 연도별로 정리한 결과는 [표 13]과 같다.

[표 13] 통제변수의 인구통계학적 특성

변수	특성	2019		2020	
		빈도	비율(%)	빈도	비율(%)
성별	남성	405	41.28	383	38.3
	여성	576	58.72	617	61.7
연령	20	106	10.81	125	12.5
	30	244	24.87	274	27.4
	40	248	25.28	224	22.4
	50	221	22.53	240	24.0
	60대 이상	162	16.51	137	13.7
정치성향	진보적	247	25.18	218	21.8
	중도적	579	59.02	648	64.8
	보수적	155	15.8	134	13.4
교육수준	고졸이하	358	36.49	354	35.4
	전문대졸	151	15.39	196	19.6
	대졸	419	42.71	415	41.5
	대학원졸	53	5.4	35	3.50
소득수준 (만원)	- 200	106	10.81	86	8.60
	200-399	230	23.45	254	25.4
	300-499	221	22.53	246	24.6
	400-499	166	16.92	163	16.3
	500-599	123	12.54	110	11.0
	600 -	135	13.76	141	14.1
권역	수도권	521	53.11	623	62.3
	경남권	143	14.58	100	10
	경북권	108	11.01	97	9.7
	충북권	91	9.28	83	8.3
	전라권	118	12.03	97	9.7
전체		981	100	1000	100

이상에서 살펴본 바와 같이 조절변수를 포함하여 본 연구에서 사용되는 모든 변수의 기초통계량을 정리하면 [표 14]와 같다. 조절변수인 정부부문에 대한 신뢰는 범주형 변수로, 정부부문에 대한 신뢰 점수를 산출한 후 3.5점 초과는 높음, 3.5점 미만은 낮음으로 구분하여 분석에 활용하였다.

[표 14] 변수별 기초통계량 요약

구분	변수	N	평균	표준편차	최솟값	최댓값	유형
종속변수	관행수용도	1981	3.043	1.043	1	6	연속형
독립변수	반부패 정책효과성 인식	1981	4.248	0.928	1	6	연속형
통제변수	성별	1981	0.602	0.490	0	1	범주형
	연령	1981	3.040	1.250	1	5	연속형
	정치성향	1981	1.911	0.611	1	3	범주형
	교육수준	1981	2.150	0.967	1	4	범주형
	소득수준	1981	3.381	1.542	1	6	연속형
	권역	1981	2.027	1.418	1	5	범주형
	연도	1981	0.505	0.500	0	1	범주형 (2019년=0, 2020년=1)
조절변수	정부신뢰	1981	0.316	0.465	0	1	범주형 (낮음=0, 높음=1)

제 2 절 상관관계분석

본 연구에서는 앞서 살펴본 바와 같이 표준화 크론바흐 알파를 통해 신뢰도 분석을 수행하였으며, 이를 통해 변수들을 확정하였으며, 회귀분석 수행에 앞서 반부패 정책 효과성 인식(독립변수)과 관행수용도(종속변수) 간 피어슨 상관관계분석을 실시하고자 한다. 이를 통해 주요 변수 간 변화의 방향성과 강도를 살펴볼 수 있으며, 또한, 상관관계 분석시 독립변수 간의 상관관계가 크게 나타난다면 일차적으로 다중공선성이 발생할 가능성이 높을 수 있다는 점도 확인할 수 있다.

[표 15]는 주요 변수들의 상관관계분석 결과이다. Gujarati & Porter(2009)에 따르면, 일반적으로 상관계수가 0.8 이상인 경우 독립변수 간 다중공선성이 발생할 수 있는 것으로 판단될 수 있으나 분석 결과, 모든 변수 간의 상관계수들이 모두 0.8 이하로 나타나 다중공선성 문제는 나타나지 않는다고 볼 수 있다.

독립변수인 정책 효과성 인식과 종속변수인 관행수용도의 상관계수는 -0.089($p<0.0001$)로 유의미한 음(-)의 상관관계가 나타난 반면, 종속변와 조절변수인 정부신뢰 간 상관계수는 0.002로 나타났으나 통계적으로 유의미하지 않았다.

한편 종속변수와 통제변수 간의 상관관계를 살펴보면 다음과 같다. 먼저 유의미한 양(+)의 상관관계를 보여주는 변수는 연령 (0.052***), 이념적 성향(0.099, $p<0.01$)이 있었으며, 교육수준 (-0.124, $p<0.01$)과 1인당 가구소득(-0.047, $p<0.05$)은 관행수용도와 음(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 특히, 선행연구에서 유의미한 변수로 지적된 성별과 관행수용도의 상관계수는 -0.011로 나타났으나 통계적으로 유의미한 결과가 나타나지 않았으며, 지역(권역별) 변수 역시 통계적으로 유의하지 않았다.

[표 15] 상관관계분석 결과(피어슨 상관계수)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1 관행수용도	1									
2 반부패 정책효과성 인식	-0.089***	1								
3 연령	0.053**	0.028	1							
4 성별	-0.011	-0.024	-0.142***	1						
5 정치성향	0.099***	-0.093***	0.243***	-0.056**	1					
6 교육수준	-0.124***	0.065**	-0.441***	-0.127***	-0.224***	1				
7 소득수준	-0.047**	0.069**	0.042*	-0.072***	-0.041*	0.187***	1			
8 지역(권역별)	-0.013	0.051**	0.118***	0.046**	-0.023	-0.123***	-0.124***	1		
9 정부신뢰	0.002	0.251***	-0.049**	-0.014	-0.100***	0.095***	0.015	0.054**	1	
10 연도	-0.051**	-0.006	-0.040*	0.030	0.008	-0.020	-0.001	-0.069**	0.042*	1

* $p < .1$ ** $p < .05$ *** $p < .01$

제 3 절 다중회귀분석

본 연구의 목적은 청탁금지법 시행을 통한 효과성 인식이 시민들의 관행수용도에 어떠한 영향을 미치는지, 이때 정부신뢰는 그 관계의 방향과 크기에 영향을 주는 제3의 변수인 조절효과로서 역할을 하는지 분석하는 데 있다. 조절효과 모형을 사용할 때에는 몇 가지 주의할 점이 있다. 첫째, 조절효과 모형을 활용한 상당수의 연구들은 위계적 회귀분석을 사용하여 분석을 수행한다. 위계적 회귀분석에서는 1단계에 해당하는 모형 1에서 독립변수(X)와 조절변수(Z)만 포함하여 계산된 R_1^2값과 이후 상호작용항(XZ)를 포함 시킨 2단계에 해당하는 모형 2의 R_2^2값을 계산한 후 두 값을 빼서 구한 ΔR^2의 통계적 유의미성을 확인하여 조절효과의 유효성을 판단한다. 그러나 이렇게 구한 ΔR^2의 F-통계량은 상호작용항의 회귀계수의 t검정 통계량을 제곱한 값과 동일하기 때문에(Cohen, 1978; Jaccard et al., 1990) 위계적 회귀분석은 불필요하다고 지적하는 견해가 존재한다(이형권, 2016). 고길곤(2020)도 마찬가지로 위계적 회귀분석 대신 다중회귀모형에 상호작용항을 포함하는 비교적 간단한 방법으로 조절효과의 유무를 판별할 수 있다고 설명한다.

둘째, 조절효과 분석에서 쟁점이 되는 또 하나의 문제는 바로 독립변수의 평균변환이다. 독립변수와 조절변수와 관련하여 보다 의미있고 실질적으로 해석 가능한 회귀계수에 대해 가설검증을 하고 싶은 경우 이러한 평균변환이 의미가 있을 수 있으나, Jose(2013)는 조절분석에서 평균중심화는 필요하지 않다고 설명한다. 다중공선성의 문제를 해결을 위해 평균변환을 사용하는 것은 잘못된 접근이라는 지적하는 많은 연구자들은 조절효과 모형에서는 회귀계수 추정량의 분산이 과대추정되는 다중공선성의 문제가 실제로 발생하지 않기 때문이라고 역설한다(고길곤, 2020)

1. 다중공선성 진단

독립변수 간의 상관관계가 높을 때 “다른 변수가 일정할 때(Ceteris Paribus)라는 조건을 충족시키지 못하게 되는 것을 의미하는 다중공선성은 회귀분석의 해석과 관련해 가장 큰 문제가 되는 것으로 알려져있다. 회귀계수의 신뢰도(reliabilty)를 낮추는 문제를 발생시키기 때문에 (고길곤, 2017), 허용도(tolerance, TOL)와 분산팽창계수(Variance Inflation Factor, VIF)를 통해 변수의 다중공선성 진단[3]하여 해당 요인을 제외한다(이희연·노승철, 2013).

일반적으로 TOL 값은 0.1 이하, 지수분포적으로 증가하는 VIF 값은 10보다 큰 경우 다중공선성의 문제가 있다고 본다. TOL과 VIF는 서로 역수의 관계에 있으므로, 본 연구에서는 TOL의 값으로 다중공선성에 대한 진단을 수행하였다.

[표 16] 다중공선성 진단 결과

구분				Type II Tolerance (허용도)
상수				32.898
독립 변수	반부패 정책 효과성 인식	청탁금지법 시행 이후 체감하는 변화 정도	-	0.664
통제 변수	인구 통계학적 특성	성별 (ref=여)	남자	0.926
		연령	-	0.642
		정치성향 (ref=진보적)	중도적	0.462
			보수적	0.444
		학력 (ref=	전문 대졸	0.668

3) PROC GLM 프로시저에 TOLERANCE 옵션을 사용하면 허용도 값을 구할 수 있고, 이 때 허용도(TOL)는 TYPE Ⅱ TOLERANCE(공차한계)의 값을 읽어 알 수 있으며, 분산팽창계수(VIF)는 허용도의 역수로 정의되기 때문에 직접 값을 구할 수 있다.

구분				Type II Tolerance (허용도)
		고졸이하)	대졸	0.529
			대학원졸 이상	0.857
		월평균소득	-	0.917
		권역 (ref=수도권)	경남권	0.906
			경북권	0.898
			충북권	0.939
			전라권	0.895
	시간	측정연도 (ref=2019년)	2020년	0.979
조절 변수	정부신뢰	입법부·행정부·사법부 에 대한 신뢰	-	0.036
상호 작용항		정부신뢰 × 반부패 정책 효과성 인식	-	0.033

[표 16]은 다중공선성 진단 결과이며, 조절변수(정부신뢰)와 상호작용항(정책효과성*정부신뢰)의 두 변수를 제외한 나머지 변수들의 경우, 모든 연도에서 TOL은 0.1 이하의 값으로 나타나 다중공선성의 문제가 발생하지 않은 것으로 나타났다.

반면, 조절변수인 정부신뢰와 상호작용항의 경우 TOL의 값이 각각 0.036과 0.033으로. 기준선인 0.1을 초과하여 마치 다중공선성이 발생한 것처럼 보일 수 있다. 그러나 Hayes(2013)에 따르면 다중공선성은 조절효과를 검정하는 경우에 전혀 문제가 되지 않으며, 상호작용항이나 승수항이 모형에 포함됨에 따라 증가한 VIF 값은 큰 문제가 되지 않는 것으로 알려져있다.(고길곤, 2017). 왜냐하면 조절효과 모형에서는 회귀계수 추정량의 분산이 과대추정되는 다중공선성의 문제가 발생하지 않기 때문이다(고길곤, 2020).

2. 회귀모형의 적합도 판단

회귀모형의 적합도(model fit) 판단은 종속변수의 변동을 독립변수가 얼마나 잘 설명하는지 판단할 수 있는 척도이며, 회귀모형의 설명도를 의미한다. 모형 적합도 평가는 1) 분산분석(ANOVA)의 F-통계량을 이용하여 모형의 통계적 유의미성을 파악하거나 2) 결정계수(R-square)를 활용하여 모형 설명력의 크기를 판단하는 방법 등이 존재한다. 전자의 경우, 종속변수의 변동을 크게 두 가지로 나눌 수 있는데 추정된 회귀모형에 의해 설명되는 부분과 설명되지 않는 부분으로 나누는 것이다. 이 때 모형의 적합도인 F-통계량은 오차변동 대비 회귀모형에 의해 설명되는 변동 비율로서 정의된다(고길곤, 2017). ANOVA 테이블에서 검정통계량은 F-분포를 따르며, 이는 '회귀계수 값이 모두 0이다.' 라는 귀무가설을 검증하는 것이다. 상호작용항을 포함한 2개년도 통합모형에 대한 분석결과, F-통계량은 6.49로 유의수준 5%하에서 유의미한 것으로 나타났다. 따라서, 신뢰도 95% 내에서 귀무가설을 기각하며, 각 변수의 모회귀계수 중 최소한 하나 이상은 0이 아니라는 것을 의미한다(고길곤, 2017).

다음으로 결정계수(R^2)를 이용하여 종속변수 전체 변동 중에서 회귀모형에 의해 설명되는 변동의 크기가 얼마인지를 파악함으로써 모형 적합도를 평가할 수도 있다. (고길곤, 2017). 분석결과, 본 연구의 회귀모형의 결정계수는 0.0502로, 종속변수 변동의 약 5%가 회귀모형에 의해 설명되는 것을 의미한다. 결정계수 값이 상당히 작다고 보일 수 있으나, 좋은 회귀 모형이라 판단할 수 있는 절대적 기준의 R^2크기는 존재하지 않는다. R^2는 종속변수나 독립변수 분산 크기에 민감할 뿐 아니라 연구자의 관심이 독립변수가 종속변수를 설명하는 데 초점이 맞추어져 있다면 결정계수 값의 크기는 큰 문제가 되지 않는다는 것으로 알려져 있다(고길곤, 2017). 한편, 다중회귀 모형에서 독립변수가 추가됨에 따라 결정계수가 자동으로 증가하는 문제를 조정하고자 만들어진 수정결정계수(adjusted R-Square, Adj-R^2)를 통해 모형 적합도를 확인한 결과, 본 모형의 Adj-R^2 값은 0.043으로 유의수준 5% 하에서 유의미하였다.

3. 다중회귀분석 결과

모형에 대한 다중회귀분석 결과는 아래 [표 17]과 같다. 본 모형은 조절효과를 사용하여 분석하였기 때문에 회귀계수 결과 해석에 있어 유의하여야 한다. 먼저 '반부패 정책 효과성 인식과 관행수용도에 영향을 미칠 것이다'는 가설 1은 유의수준 5% 하에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 통제변수 중 지역변수의 경우 모든 회귀계수가 유의미한 것으로 나타났다. 충북권은 반부패 정책 효과성 인식이 관행수용도에 정(+)의 영향을 미쳤으나, 이를 제외하고 나머지 모든 권역에서는 관행수용도에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 시간 역시 유의수준 5% 하에서 통계적으로 유의미하였고, 2019년보다 2020년의 관행수용도가 더 낮아짐을 알 수 있다(-0.129). 이는 고길곤·조수연(2012)의 연구에서 시간이 지날수록 관행수용도가 높아진다는 것과는 상반된 결과이다. 한편, 연령이 높을수록 관행에 대해 관대하다는 선행연구들과 달리 본 연구에서 연력은 관행수용도에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 파악되었다.

[표 17] 다중회귀분석결과

구분				관행수용도			
				Coef. (비표준화 계수)	S.E (표준 오차)	t Value	Pr > |t|
상수				3.711	0.178	20.85	<.0001
독립변수	반부패 정책 효과성 인식	청탁금지법 시행 이후 체감하는 변화 정도	-	-0.061***	0.030	-2.00	0.046
통제변수	인구 통계학적 특성	성별 (ref=여)	남자	0.005	0.023	0.20	0.843
		연령	-	-0.049	0.049	-1.00	0.317
		정치성향 (ref=진보적)	중도적	-0.146**	0.070	-2.10	0.036
			보수적	-0.247**	0.081	-3.04	0.002

구분				관행수용도			
				Coef. (비표준화 계수)	S.E (표준 오차)	t Value	Pr > |t|
		학력 (ref= 고졸이하)	전문 대졸	-0.018	0.074	-0.25	0.805
			대졸	-0.234***	0.064	-3.67	0.001
			대학원 졸이상	-0.346***	0.120	-2.88	0.004
		월평균소득	-	-0.015	0.016	-0.97	0.335
		권역 (ref=수도권)	경남권	-0.152**	0.073	-2.07	0.038
			경북권	-0.204**	0.079	-2.56	0.010
			충북권	0.246**	0.084	2.95	0.003
			전라권	-0.210**	0.078	-2.69	0.007
	시간	측정연도 (ref=2019년)	2020년	-0.129**	0.046	-2.78	0.006
조절변수	정부신뢰	입법부 행정부 사법부 에 대한 신뢰	-	0.727**	0.261	2.79	0.005
상호작용항		정부신뢰 × 반부패 정책효과성 인식	-	-0.140**	0.057	-2.43	0.015
N				1980			
R^2				0.0502			
F				6.49***			

* $p < .1$ ** $p < .05$ *** $p < .01$

제 4 절 종합적 해석

1. 조절효과 해석

조절효과 모형을 해석함에 있어 X의 회귀계수 $\beta 1$에 대해 '주효과'라고 잘못된 해석을 하는 경우가 많다. 이는 조절효과 모형이 ANOVA와 같은 실험설계(experimental design) 분야의 방법론과 밀접하게 연관되어 해석되는 경향으로 인해, 해석에 있어 주로 '주효과(main effect)'와 '상호작용효과(interaction effect)'라는 용어를 사용해왔기 때문이다(고길곤, 2021). 여기서 X의 주효과라는 것은 흔히 "다른 변수 Z의 값이 어떠한 수준으로 고정되어 있든 관계없이 X와 Y 사이에 부분적 관계(partial relationship)의 평균값"(고길곤, 2021)을 의미한다. 다시 말해, '다른 모든 변수들을 통제'하였을 때 조작변수의 변화가 종속변수에 미치는 평균적인 영향의 크기라는 것이다.

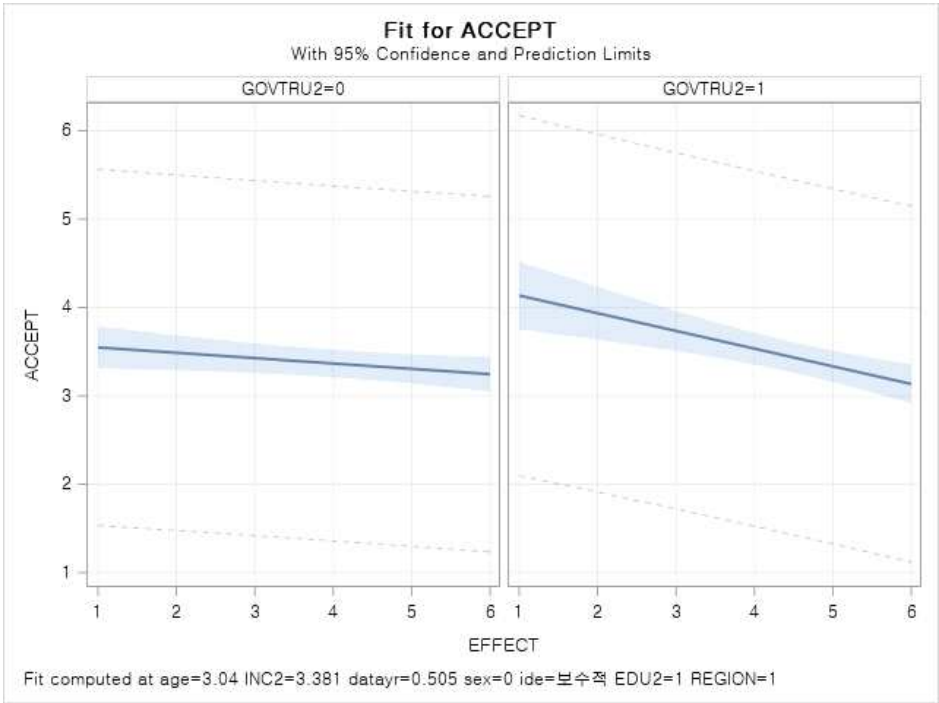
그러므로 X의 회귀계수 β_1의 값을 얻기 위해서는 조절변수 'Z'만 '0'으로 통제되어야 한다. 조절변수 Z가 0으로 특정되었을 때 X가 Y에 미치는 효과의 크기가 바로 β_1인 것이다. 여기서의 핵심은 1) 다른 변수가 어떤 값으로 통제되었는지는 전혀 관계가 없으며, 2) 조절변수 Z만 0이라는 값으로 통제하는 '특정한 조건 하에서', β_1의 크기를 알 수 있다는 점이다. 결국 조절효과 모형의 주된 관심사는 Z를 특정한 값으로 통제하였을 때의 X가 Y에 미치는 효과의 크기가 얼마인지, 즉 X와 Y간 조건부 관계(conditional relationship)를 파악하는 것이다. 따라서, β_1의 크기를 해석하는 데 있어 '주효과'라는 용어는 타당하지 않으며, 오히려 '단순효과(simple effect)'라고 부르는 것이 바람직하다. 조절효과 모형에서 해석과 용어 사용에 각별한 주의를 기울여야 하는 것은 바로 이 때문이다. 정부신뢰가 낮은 집단(Z=0)에서의 $\beta 1$의 회귀계수를 추정해보면, [표 17]과 같다. 분석 결과, 유의수준 5% 하에서 통계적으로 유의미하며, 분석 결과 회귀계수는 -0.061로 이는 본 모형의 단순효과의 크기에 해당한다.

[표 18] 독립변수 회귀계수의 유의미성 검정 결과(Z=0)

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > |t|
B1+0*B3*X	-0.06059	0.030333	-2	0.0459

조절효과 해석에 있어 [그림 5]와 같이 한계효과의 그림을 직접 그려보면 더욱 정확하게 파악할 수 있다는 장점이 있다. 신뢰가 낮은 시민들(좌)의 경우 정책 효과성 인식이 높아진다 하더라도 관행수용도의 감소하는 기울기의 크기가 신뢰가 높은 시민들(우)에 비해서 작다는 것을 알 수 있다.

[그림 5] 조절효과의 한계효과



한편, 조절효과 모형에서 연구자가 궁금한 것은 상호작용항이 없는 회귀모형에서와 마찬가지로 독립변수 X가 한 단위 변할 때, 종속변수 Y가 얼만큼의 크기로 변하는가에 대한 답이다. 아래 [표 18]은 Z=1로 주어졌을 때 X의 회귀계수 추정량(estimator)을 보여준다.

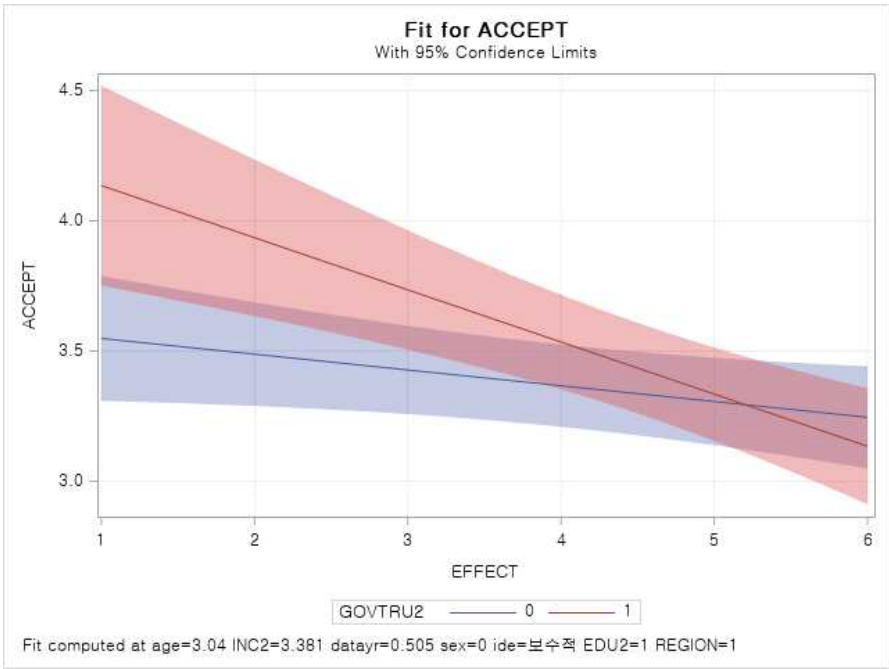
[표 19] 독립변수 회귀계수의 유의미성 검정 결과(Z=1)

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > |t|
B1+1*B3*X	-0.20028	0.049217	-4.07	<.0001

귀무가설 '$\beta_1 + \beta_3 Z = 0$'에 대한 검정 결과 p-value는 0.0001 미만으로 유의수준 5% 하에서 통계적으로 유의미하므로 귀무가설을 기각할 수 있다. Z가 1일 때, 즉, 정부신뢰가 높은 집단에서 독립변수인 반부패 정책 효과성 인식(X)이 종속변수인 관행수용도(Y)에 미치는 영향($\widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_3} z$)은 -0.2이다.

집단 간의 비교를 용이하게 하고자 두 집단의 한계효과 그림을 겹쳐 나타냈다. 분석결과, 반부패 정책 효과성 인식이 약 5점 미만인 구간에서 정부신뢰가 높은 사람일수록 관행수용도는 정부신뢰가 낮은 사람보다 높게 나타나며, 반대로 약 5점 초과인 구간에서는 정부신뢰가 낮은 사람의 관행 수용도가 오히려 정부신뢰가 높은 사람보다 더 높게 나타나는 것을 볼 수 있다. 이처럼 조절변수의 크기에 따라 독립변수와 종속변수의 관계의 크기와 방향이 바뀔 때, 이것이 현실적으로 어떤 의미인지 살펴본 필요가 있다.

[그림 6] 정부신뢰 크기에 따른 조절효과 비교



국민의 정부신뢰를 조절변수라 할 때, 일정한 수준 이상 혹은 이하의 정부신뢰가 있어야 비로소 사람들이 인식하는 관행에 대한 수용도가 낮아진다는 것이다. 단순히 정책효과성 인식과 관행수용도 간의 관계만을 측정하는 것이 아니라, 국민의 정부에 대한 신뢰 수준을 고려한 후 양자 간의 관계 크기를 측정해야 한다. 즉, 새로운 반부패 정책 시행에 있어, 이 정책을 시민들에게 효율적인 결과를 가져오기 위해서는 그 개별 시민이 정책 효과성에 대해 어느 수준으로 인지하고 있고 또 동시에, 정부를 얼만큼 신뢰하는지에 따라 달라질 수 있으니 이러한 부분을 간과해서는 안 된다는 점을 시사한다.

2. 가설검정 결과 및 종합적 해석

[표 20] 가설검정 결과

구분	내용	채택 여부
가설 1	• 반부패 정책 효과성 인식은 시민들의 관행수용도에 부(-)의 영향을 미칠 것이다.	채택
가설 2	• 정부신뢰는 반부패 정책 효과성 인식이 관행수용도에 미치는 영향에 대해 조절효과를 가질 것이다.	채택
가설 2-1	• 정부신뢰가 높은 집단일수록 반부패 정책 효과성 인식이 관행수용도에 미치는 영향의 크기는 더욱 클 것이다.	채택

본 연구에서 설정한 가설검정에 대한 결과는 [표]와 같다. 분석결과, 본 연구에서 설정하고 있는 '반부패 정책 효과성 인식은 시민들의 관행수용도에 부(-)의 영향을 미칠 것이다.'라는 가설 1과 '정부신뢰는 반부패 정책 효과성 인식이 관행수용도에 미치는 영향에 대해 조절효과를 가질 것이다.'라는 가설 2와 '정부신뢰가 높은 집단일수록 반부패 정책 효과성 인식이 관행수용도에 미치는 영향의 크기는 더욱 클 것이다. '라는 가설 3은 모두 채택되었다.

첫째, 반부패 정책 효과성 인식이 높을수록 시민들의 관행수용도는 낮아지는 것으로 나타났다. 반부패 정책이 효과적이라고 생각하는 시민일수록 관행에 대한 수용도는 낮아지는 것이다. 청탁금지법이 관행 근절을 목적으로 하고 있고, 특히 청탁금지법이 시행되고 난 이후의 변화를 연구한 여러 보고서에서 부정청탁 관행이 실질적으로 개선이 이루어졌다는 평가가 다수였다. 관행이 부패의 원인일 수 있다는 인식이 변화하여 시민들의 관행수용도가 낮아졌다고 평가할 수 있는 것이다.

둘째, 정부신뢰는 반부패 정책 효과성 인식이 관행수용도에 미치는 영향력을 조절하는 것으로 나타났다. 회귀분석 결과 정부신뢰가 관행수용

도에 미치는 영향은 통계적으로 유의하였으며, 또한 정부신뢰와 반부패 정책 효과성 인식의 상호작용항 여깃 통계적으로 유의하여 정부신뢰는 반부패 정책 효과성 인식이 관행수용도에 미치는 영향을 조절하는 것으로 나타났다.

셋째, 정부신뢰가 높은 집단일수록 반부패 정책 효과성 인식이 관행수용도에 미치는 영향의 크기는 더욱 클 것이다. 선행연구에 따르면 정부에 대한 신뢰는 정책 만족도 등에 영향을 받고, 정부가 믿을만하다 생각하여 신뢰하는 시민들은 그렇지 않은 시민들보다 정부의 요구나 새로운 정책에 좀 더 호응적이고 옹호적인 태도를 지닐 경향성이 높다. 따라서 반부패 정책 효과성 인식이 관행수용도에 미치는 음의 방향의 영향력을 더 강화시킨 것임을 알 수 있다.

제 5 장 결 론

제 1 절 분석결과 요약

본 연구는 시민의 관행수용도에 관한 연구로 2016년 9월 청탁금지법의 시행 이후 체감하는 사회적 변화의 정도로서 측정한 반부패 정책 효과성 인식이 시민들의 관행수용도에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보고자 하였다. 또한 이러한 관계는 정부부문에 대한 신뢰에 영향을 받을 것으로 보아, 정부부문에 대한 신뢰가 높은 사람과 신뢰가 낮은 사람을 비교·분석 함으로써 정부부문에 대한 신뢰의 조절효과를 살펴보고자 하였다. 관행수용도는 문화적인 측면과 결합되는 개념으로서, 제도나 정책에 의해 쉽게 바뀌지 않는 성질을 지닌다. 새로운 반부패 정책이 도입되어 사람들이 이를 효과적이라 인식할 때, 이것이 사람들이 지닌 부패에 대한 인식까지도 바꿀 수 있는지가 본 연구가 풀고자 하는 핵심 질문이다. 이를 위해, 한국행정연구원의 2019년과 2020년「정부부문 부패실태에 관한 조사」를 활용하여 상관분석과 상호작용항을 포함시킨 다중회귀분석을 실시하여 관행수용도에 영향을 미치는 요인들에 대해 파악하고자 하였다. 연구의 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 시민들이 반부패 정책을 효과적으로 인식할수록 관행수용도는 낮아지는 것을 확인하였다(가설 1 채택). 즉 청탁금지법의 제정 및 시행이 공공부문 부패행위 방지에 효과적이라고 인식할수록 시민들이 관행에 대해 용인하는 정도는 감소하는 것임을 알 수 있다. 이는 기존에 관행으로 인식되었을 수 있는 행위들이 청탁금지법 시행과 더불어 부패행위로 명문화되었을 뿐 아니라, 부패공급자인 시민에게도 강력한 규제와 처벌을 수반하기 때문에 기존에 관행이라고 여길 수 있었던 행위들에 대해서도 더 이상 관행으로 여길 수 없게 되었으므로 시민들의 인식에 변화가 생겼다는 것으로 해석할 수 있다.

둘째, 정부신뢰는 관행수용도에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 정부신뢰와 정책 효과성 인식간의 상호작용항도 정책효과성 인식이 관행수용도에 미치는 영향을 조절하는 것으로 분석되었다(가설 2 채택). 이는 독립변수와 조절변수가 종속변수에 같은 방향으로 영향을 미치고, 조절변수의 크기가 증가할수록 독립변수가 종속변수에 미치는 효과가 더 커지는 것을 의미하는 강화효과가 나타난 것이라 볼 수 있다. 반부패 정책 효과성 인식이 관행수용도에 미치는 영향은 집단 간 차이를 보였으며, 정부 부문에 대한 신뢰가 높은 사람일수록 반부패 정책 효과성 인식이 관행수용도에 미치는 부(-)의 영향이 더 큰 것으로 나타났다(가설 2-1 채택).

제 2 절 연구의 시사점 및 한계

1. 연구의 의의와 정책적 시사점

본 연구는 기존 연구들과 다음과 같은 차별성을 지닌다. 첫째, 본 연구는 시민들이 지닌 관행 인식에 대해 구체적으로 분석해야 하는 필요성을 제기하고 있다. 기존의 부패 수준에 대한 시민의 인식 연구에서는 관행과 부패를 명확히 구분하지 않았으며, 문화의 구체적인 내용에 대한 분석도 미비하였다. 문화의 관점에서 부패를 이해하더라도 종교나 사회적 자본과 같은 변수를 주로 사용하였을 뿐 어떠한 경로를 거쳐 문화로 받아들여지는 관행이 시민들의 관행수용도에 영향을 미치는지에 대한 파악은 제대로 이루어지지 않았다. 하지만 본 연구에서는 관행수용도의 개념을 도입, 부패와 관행의 경계에 대해 분석적으로 살펴보아야 하는 필요성을 제시하고 관행을 통해 드러나는 문화가 어떠한 특징을 가지고 있는지에 대한 설명을 제시하였다. 결과적으로 관행수용도가 중요한 것은, 사회 전반적으로 시민들이 특정 행동 양식에 대하여 부패가 아닌 관행으로 인식할수록 사소한 부패(petty corruption)나 회색부패(grey

corruption)가 증가하게 되고 이러한 부패들은 결국 거대 부패(grand corruption)로 이어지게 되는 방아쇠와 같은 역할을 하기 때문에 관행수용도에 대한 연구의 중요성은 더욱 높아지게 되는 것이다.

둘째, 관행수용도에 영향을 미치는 새로운 요인에 대한 발견이다. 기존 관행과 관련된 연구들은 주로 성별, 연령, 소득수준, 학력 등과 같은 시민의 인구통계학적 측면에서의 분석에 그쳤다(고길곤·조수연, 2012). 이에 나아가 본 연구는 부패 관행 문화 근절을 목표로 하는 청탁금지법의 효과에 대한 시민들의 인식을 원인변수로 설정, 정책에 대해 효과적이라고 인식하는 정도에 따라서 관행수용도가 바뀌는지, 바뀐다면 그 영향의 크기나 방향성은 어떠한지 실증적으로 결과를 제시하고 있다. 반부패 정책 효과성 인식에 대한 기존의 선행연구들은 부패인식, 사회신뢰, 반부패 정책 선호 등에 초점을 두고 있었기 때문에, 정책 도입을 통해 시민들의 인식이 어떻게 변화하였는지에 대한 단초를 본 연구가 제공한다고 할 수 있다.

셋째, 청탁금지법에 대한 시행 효과가 높으면 부패 관행에 대한 시민의 인식을 낮출 수 있으며, 패러다임의 전환이 가능해진다는 점이다. 청탁금지법 시행된 지 만 4년이 지난 시기에, 많은 국민들이 청탁금지법 시행을 찬성하며 우리 사회에 긍정적 영향을 미쳤다고 생각하였지만, 이러한 효과성 인식에 대한 실증적인 연구가 필요한 시점이었다. 뿐만 아니라, 반부패 정책의 효과성을 더욱 높이는 방법으로 정부신뢰에 대한 고려가 중요하다는 것을 시사한다. 정부부문에 대한 신뢰가 높을수록 시행하고 있는 정책에 대한 우호적인 태도를 가진 시민들은, 정부의 반부패 정책에 의해 영향을 받아 관행에 대한 개인의 인식을 바꿀 수 있다는 것이다. 관행수용도가 문화적 개념에서 파생되어, 변화가 굉장히 어렵다는 점을 고려하였을 때, 본 연구의 결과는 정부의 반부패 정책 입안 및 집행에 있어 중요한 시사점을 제공한다고 할 수 있다.

2. 연구의 한계

본 연구의 한계는 다음과 같다. 첫째, 분석자료의 측면에서 살펴본다면 본 연구에서 활용한 한국행정연구원의 2019-2020 정부부문 실태조사 자료는 2차 자료이기 때문에 2차 자료로서 가지고 있는 원론적인 한계를 지닐 수 밖에 없다. 또한, 설문조사의 방법이 부패라는 민감한 주제에 대하여 응답자의 정직하고 정확한 답변을 제공할 수 있는가에 대한 점이 지적될 수 있다. 설문조사에 응답하는 과정에서 응답자는 사회적으로 선호되는 사람처럼 보이고 싶어 하는 사회적 바람직성 편향에 기초하여 답을 하거나, 설문 응답시 비슷한 질문에 대해 인위적으로 일관성을 유지하고자 하는 동기에 기초하여 설문에 응할 수도 있기 때문이다. '관행수용도'는 앞서 살펴본 바와 같이, 해당 행위를 얼마나 관행으로 보고 있으며 응답자가 그러한 관행에 대해 얼마나 관용적인지를 보고자 하는 것이기 때문에 응답자의 관점에서는 부정적인 행태라고 인식될 수 있다. 사회적 바람직성에 비추어 보았을 때, 응답자 스스로가 진실된 응답을 하지 않을 가능성도 배제할 수 없다. 설문지법의 한계점을 보완하도록 관찰이나 심층면접 등과 같은 방식을 추가함으로써 실질적인 실증연구를 수행할 수 있다.

둘째, 설문조사의 특성상, 특정 시점, 공간 및 대상자에 국한하여 조사를 진행하였기 때문에 측정에 있어 동일한 방법이 사용되어, 연구결과의 타당성을 의심하게 하는 오류인 동일 방법 편의(common method bias)가 발생할 수 있다. 그러나, 독립변수인 반부패 정책 효과성 인식은 청탁금지법 제정 이후 설문조사 시점까지 정책으로 인한 변화를 얼마나 체감하고 있는지를 묻는 응답에 기초하지만, 종속변수인 관행수용도는 조사시점을 기준으로 시민들의 인식에 기초하고 있다. 따라서, 독립변수가 종속변수보다 선행하고 있음을 알 수 있으며 동일한 응답자로부터 측정했다 하더라도 변수 간 선행성에 있어서 큰 문제는 되지 않는다고 볼 수 있다. 또한, 조절효과 모형에서 조절변수가 독립변수보다 선행하여야 하는데(고길곤, 2021), 이 역시 정부신뢰가 특정 법의 시행 시점과는 무관

하게 이전부터 형성되어 온 개념이므로 독립변수보다 선행한다고 판단하에서 본 연구를 진행하였다.

마지막으로, 본 연구는 관행수용도가 낮아진 시민의 인식변화가 실질적인 행위 혹은 행태의 변화까지 연결될 수 있는지는 고찰하지 못하였다. 우선 본 연구는 2019년과 2020년에 조사된 자료를 기준으로 하는 횡단적인 분석이다. 관행수용도 항목을 측정한 지 2년밖에 되지 않아, 연도별 시계열 분석을 수행할 수는 없었다. 시민들에게 특정한 행위가 관행으로 인식이 되는지 인식이 되지 않는지에 대한 초점을 맞추어 분석하고자 하였고 나아가 이것이 반부패 정책을 효과적으로 생각하는 인식의 정도에 영향을 받는지에 대한 분석이 주를 이루었기 때문에, 반부패 정책 효과성 인식에 영향을 받는 것으로 나타난 관행수용도가 부패수준의 인식이나 부패행위의 의향에 어떠한 경로로 영향을 미치는지에 대한 문제의 수준까지는 다루지 못하였다.

참 고 문 헌

<국내문헌>

강혜진. 2018. 지방정부 서비스에 대한 기대불일치가 주민들의 지역만족에 미치는 영향에 관한 연구. *한국행정학보*. 52(2): 67-99.

고길곤. (2019). 통계학의 이해와 활용(제3판). 고양: 문우사.

_____. (2021). 조절효과와 매개효과. 고양: 문우사.

고길곤·이보라. (2012). 사회의 부패수준 및 관행에 대한 개인의 인식이 부패의향에 미치는 영향: 공공기관 납품업체 종사자를 대상으로. *한국사회와 행정연구,* 23(3), 405-427.

고길곤·조수연. (2012). 관행수용도와 부패: 시민의 관행수용도 영향요인에 대한 분석. *한국행정학보*, 46(3), 213-239.

_____. (2017). 시민의 부패 경험과 부패영향요인에 대한 인식의 관계: 관계의 시점 간 안정성과 효과크기 분석. *한국사회와 행정연구*, 28(1), 31-56.

국민권익위원회. (2020). 2020년도 부패인식도 종합 조사결과 보고서. 1-15.

권오성. (2005). 한국부패의 사회・ 문화적 원인에 관한 연구. 동북아국가의 부패: 문화, 구조, 정책, 115-146.

김용래. (2019). 구조방정식 모형을 이용한 반부패 인식에 관한 연구*: 청탁금지법과 신입사원을 중심으로. *한국부패학회보*, 24, 117-143.

김윤권. (2009). 제도의 행위제약성: 수도권정비계획법상 공장총량제도를 중심으로. *한국행정학보*, 43(2): 19-44.

김왕식. (2008). 부패-신뢰 상관관계의 정책적 함의: Simultaneous Equation Model을 이용한 분석. *한국행정연구*. 17(1): 191-220

김준석·조진만·엄기홍 (2011). 부패인식의 차이에 대한 실증적 분석 : 시민들의 공직사회에 대한 부패인식의 차이는 어떠한 요인에 기인하는가?. *한국사회와 행정연구*, 21(4), 343-371

김형성. (2012). 부패방지법의 문제점과 개선방안. *성균관법학*, 24, 115-139.

나현민, 장보웅, & 하태수. (2019). 경찰공무원의 청탁금지법 인식과 효과에 관한 연구: 조직 환경의 조절효과를 중심으로. *한국행정논집*, 31(2), 253-276.

남궁근. (2017). 행정조사방법론. 파주: 법문사.

박진우. (2015). [부정청탁 및 금품 등 수수의 금지에 관한 법률] 의 위헌성에 관한 고찰. *세계헌법연구,* 21(1), 133-163.

박순애, & 유미년. (2008). 정부정책에 대한 국민들의 지지 요인에 관한 연구: 이념, 가치관, 행정서비스 만족도를 중심으로. *정책분석평가학회보*, 18(4), 199-237.

박희봉, & 김동현. (2014). 스칸디나비아 3 개국 및 동아시아 3 개국의 정부신뢰 영향요인 비교. 한국행정연구, 23(2), 1-34.

서라벌, & 성욱준. (2019). 지방자치단체의 공공서비스 질이 이주 의향에 미친 영향 연구: 경기도 삶의 질 조사를 활용하여. *한국사회와 행정연구,* 29(4), 199-223.

서인석·박형준. (2012). 거래비용관점에서의 정부신뢰와 공직부패와의 관계. *한국정책학회보*, 21(3), 291-324.

소기홍. (2018). 반부패 정책 선호에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 일반인과 공직자간 비교를 중심으로. *행정논총 (Korean Journal of Public Administration),* 56.

손승영. (1998). 한국사회의 부정부패; 한국사회 부패의 사회심리적 요인. *사회발전연구,* 4, 39-58.

송창근, & 박홍식. (1994). 부패의미의 문화적 차이와 사회적 의미규정. *한국행정학보*, 28(3), 721-736.

오세영 외. (2019). 정부부문 부패실태에 관한 연구. 기본연구과제, *한국행정연구원,* 2019, 3766-4131.

_____. (2020). 정부부문 부패실태에 관한 연구. 기본연구과제, *한국행정연구원* 2020, 1-382.

윤인진, & 조대엽. (2001). 한국사회의 부정부패와 시민성: 서울시 소재 ㅈ구의 사례를 중심으로. *한국사회*, 4, 83-118.

이기수. (2013). 부패방지법의 제정 이후 변화와 향후 과제. 법학논총, 37(2), 59-85.

이종수. (2011). 한국의 국가적 반부패 시스템의 진화 과정과 성과에 대한 고찰. *한국행정사학지*, 29, 221-249.

장이랑, & 박홍식. (2014). 직무관련 금품수수 용인도와 간접경험의 관계 및 윤리적 리더십 조절 효과의 추정. *행정논총 (Korean Journal of Public Administration)*, 52.

장준구·정종원. (2011). 공직부패와 책임성: 사회적 자본 구축을 중심으로. *정부와 정책*, 4(1), 65-93.

전수일. (2004). 한국의 부패문화에 관한 연구. *한국부패학회보,* 9, 179-199.

전오진, & 남상화. (2009). 공직사회의 사회자본이 부패에 미치는 영향: 지방공무원의 인식을 중심으로. *한국정책과학학회보,* 13(3), 1-22.

진종순·서성아. (2007). 부패에 대한 개인의 인식과 부패행위. *행정논총 (Korean Journal of Public Administration)* 45.

최병선·사공영호. (1997). 부정부패와 정부규제. *한국행정연구*, 5(4), 49-71.

최순영·최진욱. (2007). 부패행위에 대한 제도적 통제. *형사정책연구원 연구총서*, 11-119.

최한수. (2016). 경제학자의 관점에서 본 김영란법의 문제점. 법경제학연구, 13(3), 465-484.

한승주. (2010). 행정개혁에 대한 공무원의 정서적 대응: Q 방법론의 적용. *행정논총 (Korean Journal of Public Administration)*, 48.

<국외문헌>

Ariely, D., & Jones, S. (2012). The (honest) truth about dishonesty

New York: Harper Collins Publishers.

Barr, A., & Serra, D. (2006). Culture and Corruption.

Citrin, J. (1974). Comment: The political relevance of trust in government. *American Political Science Review,* 68(3), 973-988.

Doig, A., & Theobald, R. (1999). Introduction: Why Corruption?.

Fisman, R., & Miguel, E. (2006). Cultures of corruption: evidence from diplomatic parking tickets (No. w12312). *National Bureau of Economic Research*.

Luo, Y. (2008). The changing Chinese culture and business behavior: The perspective of intertwinement between guanxi and corruption. *International Business Review,* 17(2), 188-193.

Heidenheimer, A. J., Johnston, M., & Le Vine, V. T. (1989). *Political corruption-A handbook.* New Brunswick, NJ.: Transaction Publishers.

Holmes, L. (2015). *Corruption: a very short introduction*. Oxford University Press, USA.

Johnston, M. (2005). *Syndromes of corruption: wealth, power, and democracy.* Cambridge University Press.

Kelling, G. L., & Wilson, J. Q. (1982). Broken windows. *Atlantic monthly,* 249(3), 29-38.

Klitgaard, R. (1988). *Controlling Corruption.* Univ of California Press.

Ko, K., & Moon, S. G. (2014). The relationship between religion and corruption: are the proposed causal links empirically valid?. *International Review of Public Administration,* 19(1), 44-62.

Krueger, A. (1974). The Political Economy of the Rent-Seeking Society, *American Economic Review*, 64(3), 291 - 303.

Miller, A. H. (1974). Political issues and trust in government: 1964 - 1970. *American political science review*, 68(3), 951-972.

North, D. C. (1989). Institutions and economic growth: An historical

introduction. *World development*, 17(9), 1319-1332.

Nye, J. S. (1967). Corruption and political development: A cost-benefit analysis. *American political science review,* 61(2), 417-427.

Pharr, S. J., & Putnam, R. D. (Eds.). (2018). *Disaffected democracies: What's troubling the trilateral countries?.* Princeton University Press.

Rose-Ackerman, S. (1999). Political corruption and democracy. *Conn. J. Int'l L.*, 14, 363.

Rose-Ackerman, S., & Palifka, B. J. (2016). Corruption and Government' Causes, Consequences, and Reform. Cambridge University Press.

Rothstein, B., & Uslaner, E. M. (2005). All for all: Equality, corruption, and social trust. *World politics,* 58(1), 41-72.

Stigler, G. J. (1971). The Theory of Economic Regulation. *Bell Journal of Economics and Management Science,* 2(1), 3-21.

Stockemer, D., & Sundström, A. (2014). Corruption and citizens' satisfaction with democracy in Europe: what is the empirical linkage?. In (Dys-) Functionalities of Corruption (pp. 137-157). Springer VS

Treisman, D. (2000). The causes of corruption: a cross-national study. *Journal of public economics,* 76(3), 399-457.

Verba, S., & Almond, G. (1963). The civic culture: Political attitudes and democracy in five nations. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Zirker, D., & Barrett, P. (2017). Corruption vs. corruption scandals in New Zealand: bridging a wide Gulf?. Political Science, 69(1), 35-48.

Abstract

A Study on the Relationship between Anti-Corruption Policy Effectiveness Recognition and Tolerance of Gray Corruption

Juran Kim
Master of Public Policy
The Graduate School of Public Administration
Seoul National University

The importance of research questions of how citizens perceive tolera nce of gray corruption is increasing. Citizens who are potential suppli ers of corruption may or may not perceive certain acts as corruption. Many prior studies have pointed out that tolerance of gray corruption is significant causes of corruption. Still, studies have mainly been con ducted on factors that affect tolerance of gray corruption and primaril y focused on demographic variables. It was difficult to find empirical studies on other factors affecting tolerance of gray corruption.

In particular, there is a strong need to empirically analyze how citize ns perceive the effectiveness of anti-corruption policies, focusing on t

he anti-graft law which came into effect five years ago. There is a g rowing need to examine the policy implications and see whether citize ns' tolerance of gray corruption decreases as the law aims to eradicat e the practices deemed to be the leading cause of corruption.

This study used the Korea Institute of Public Administration's 2019 and 2020 Survey on Corruption in the Government Sector to analyze the impact of perceived effectiveness of anti-corruption policies on citi zens' tolerance of gray corruption. The independent variable in this st udy is the recognition of anti-corruption policy effectiveness. The dep endent variable is citizens' tolerance of gray corruption. The moderati ng variable is trust in governments. Multiple regression analyses sho wed that anti-corruption policy effectiveness recognition had a statisti cally significant negative impact on citizens' tolerance of gray corrupt ion. Trust in governments, a moderating variable, had statistically sub stantial control over the influence of perceived anti-corruption policy effectiveness on citizens' tolerance of gray corruption. The higher the trust in governments, the more significant the impact of anti-corrupti on policy effectiveness awareness on acceptance of practices in the m egative direction(-). On the other hand, when it comes to the groups that scored below certain levels, those with a high level of confidence in governments tend to be more accepting toward tolerance related to grey corruption than those with a low level of trust in governments. As for groups that scored above certain levels, those with lower trust in governments tend to be more acceptable than their counterparts.

This study is significant in that, as Heidenhiemer (1989) theorized, it reveals that the tolerance of gray corruption may vary from person t o person. It also reviews the impact of the perceived effectiveness of the anti-corruption policy on the tolerance of gray corruption. It identi fies that trust in governments is the critical factor in moderating effe

ct relationships between the two variables. This study shows that in introducing anti-corruption policies in the future, it will be essential t o set a direction to guide policy design, thereby enabling citizens to r ealize the effectiveness of policies. It will also be necessary to consid er relationships with trust in governments when improving awareness of the tolerance of gray corruption. However, the linkage between cha nges in perception and corruption intent or corruption action has not been identified, so considering this in further research could have mea ningful implications.

keywords : Tolerance of Gray Corruption, Anti-Corruption Polic y Effectiveness Recognition, Trust in Governments, Moderating Effect

Student Number : 2019-28455